

Entwicklung eines Ertragsschätzers für Kurzumtriebsbestände aus Weide

Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades
Doctor rerum silvaticarum (Dr. rer. silv.)

vorgelegt von

Dipl. Forstwirtin Katja Skibbe

geboren am 04.07.1981 in Zwickau

Gutachter: Prof. Dr. habil. Heinz Röhle, Technische Universität Dresden
Prof. Dr. habil. Albrecht Bemann, Technische Universität Dresden
PD Dr. habil. Jens Schröder, Landeskompetenzzentrum Forst Eberswalde

Tag der Verteidigung: 09.02.2016

Erklärung des Promovenden

Die Übereinstimmung dieses Exemplars mit dem Original der Dissertation zum Thema:

„Entwicklung eines Ertragsschätzers für Kurzumtriebsbestände aus Weide“

wird hiermit bestätigt.

Katja Skibbe

Tharandt, Mai 2015

Erklärung:

Hiermit versichere ich, dass ich die vorliegende Arbeit ohne unzulässige Hilfe Dritter und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt habe; die aus fremden Quellen direkt oder indirekt übernommenen Gedanken sind als diese kenntlich gemacht worden. Bei der Auswahl und Auswertung des Materials sowie bei der Herstellung des Manuskriptes habe ich Unterstützungsleistung von folgenden Personen erhalten:

.....

Weitere Personen waren an der geistigen Herstellung der vorliegenden Arbeit nicht beteiligt. Insbesondere habe ich nicht die Hilfe eines oder mehrerer Promotionsberater(s) in Anspruch genommen. Dritte haben von mir weder unmittelbar noch mittelbar geldwerte Leistungen für Arbeiten erhalten, die im Zusammenhang mit dem Inhalt der vorgelegten Dissertation stehen.

Die Arbeit wurde bisher weder im Inland noch im Ausland in gleicher oder ähnlicher Form einer anderen Prüfungsbehörde zum Zwecke der Promotion vorgelegt.

Ich bestätige, dass ich die Promotionsordnung der Fakultät für Umweltwissenschaften der TU Dresden anerkenne.

Ort, Datum

Katja Skibbe

Danksagung

Diese Arbeit wurde projektbegleitend am Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik angefertigt. Sie basiert auf einer breiten Wissens- und Datengrundlage im Bereich Kurzumtrieb, welche mir uneingeschränkt vom Lehrstuhl für Waldwachstum und Holzmesskunde zur Verfügung gestellt wurde. Besonderer Dank gilt dabei Herrn Professor Dr. habil. H. Röhle, für die hervorragende fachliche Betreuung, das entgegengebrachte Vertrauen und die angenehme Arbeitsatmosphäre am Institut. Ich danke auch sehr herzlich Frau Dr. Gerold für die stete Motivation, den fachlichen Austausch und das uneingeschränkte Vertrauen bei der gemeinsamen Arbeit. Herrn Dr. Römisch danke ich sehr für die Unterstützung im Bereich der Statistik und Mathematik.

Weiterhin möchte ich meinen Kollegen Manuela Müller, Hendrik Horn, und Dr. Daniel Amthauer Gallardo für den regen Wissensaustausch aber auch für die persönliche Unterstützung danken. Für die Hilfe bei der Datenaufnahme danke ich Erik Fritzsche, Juliane Vogt, Frau Münzner, Frau Köppl, Herrn Schreiter sowie Herrn Kirchner und Herrn Langhof. Für die Durchsicht der englischen Zusammenfassung danke ich Herrn Dr. David Butler-Manning.

Ein großer Dank gilt auch meiner Familie und meinen Freunden, die mich jederzeit bestärkt haben. Besonders möchte ich dabei auch Christiane Escher und Dr. Sten Gillner danken, die die Arbeit formal unterstützten.

| | |
|--|-----|
| Abbildungsverzeichnis | iii |
| Tabellenverzeichnis | vii |
| Abkürzungsverzeichnis | ix |
| 1 Einleitung | 1 |
| 1.1 Hintergrund der Arbeit | 1 |
| 1.2 Trockenmasseleistung von KUP | 3 |
| 1.3 Zielstellung | 9 |
| 2 Forschungsstand | 11 |
| 2.1 Wuchsverhalten der Weiden im Kurzumtrieb | 11 |
| 2.1.1 Abhängigkeit der Ertragsfähigkeit einer KUP von der Wahl des Klons | 12 |
| 2.1.2 Einfluss der Rotationszeit auf den Ertrag (dGZ) | 14 |
| 2.1.3 Einfluss der Pflanzendichte auf den Ertrag | 16 |
| 2.1.4 Einfluss des Managements auf den Ertrag | 17 |
| 2.2 Verfahren der Ertragsermittlung | 19 |
| 2.2.1 Direkte Ertragsermittlung | 20 |
| 2.2.1.1 Vollerntemethode | 20 |
| 2.2.1.2 Teilerntemethode | 21 |
| 2.2.1.3 Stockerntemethode | 21 |
| 2.2.1.4 Verhältnismethode | 22 |
| 2.2.1.5 Regressionsmethode | 22 |
| 2.2.1.6 Gegenüberstellung der verschiedenen Verfahren zur direkten Ertragsermittlung | 27 |
| 2.2.1.7 Generalisierung von Biomassefunktionen | 29 |
| 2.2.2 Indirekte Verfahren der Ertragsermittlung über Modelle | 31 |
| 2.2.2.1 Ertragsschätzung über standortgebundene empirische Modelle | 33 |
| 2.2.2.2 Ertragsschätzung über physiologische Modelle | 46 |
| 3 Material und Methoden | 49 |
| 3.1 Versuchsflächendatenbank für KUP aus Weide | 49 |
| 3.2 Erhebung auf den Untersuchungsobjekten | 51 |
| 3.3 Datenaufbereitung | 52 |
| 3.3.1 Ertragskennwerte | 52 |
| 3.3.2 Statistische Maßzahlen | 56 |
| 3.3.3 Korrelation und Regression | 60 |
| 3.3.4 Varianzanalyse | 63 |
| 3.3.5 Statistische Tests | 63 |
| 3.4 Modellbildung und Modellvalidierung | 65 |
| 4 Ergebnisse | 67 |
| 4.1 Deskriptive Analyse der Ertragskennwerte | 67 |
| 4.1.1 Durchmesser des Grundflächenmittelstammes | 68 |
| 4.1.2 Höhe der Grundflächenmittelstämme und Oberhöhen | 70 |
| 4.1.3 Austriebanzahl pro Hektar | 73 |
| 4.1.4 Biomassefunktionen und Ertragsleistung | 74 |
| 4.2 Ertragsbestimmende Zielgrößen | 76 |
| 4.2.1 Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und Klonauswahl | 76 |

| | | |
|---------|--|-----|
| 4.2.2 | Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und Austriebanzahl pro Hektar | 78 |
| 4.2.3 | Zusammenhang zwischen Biomasseertrag, Bestandesmittelhöhe und Durchmesser des Grundflächenmittelstammes | 80 |
| 4.2.4 | Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und Alter | 81 |
| 4.3 | Ertragsermittler | 82 |
| 4.3.1 | Modell I: Ertragsermittlung über Biomassefunktionen | 82 |
| 4.3.1.1 | Modellkonstruktion | 82 |
| 4.3.1.2 | Herleitung der Koeffizienten a_0 und a_1 | 83 |
| 4.3.1.3 | Betrachtung des Gesamtmodells | 87 |
| 4.3.2 | Modell II: Ertragsermittlung über Biomasseverteilungsfunktionen | 89 |
| 4.3.2.1 | Biomasseverteilungsfunktion | 89 |
| 4.3.2.2 | Herleitung der Koeffizienten b und c | 94 |
| 4.3.2.3 | Herleitung des Mittelwertes der Biomasseverteilungsfunktion (\bar{x}_w) | 95 |
| 4.3.2.4 | Herleitung der Standardabweichung (s_w) | 98 |
| 4.3.2.5 | Bestimmung von Formexponent c | 101 |
| 4.3.2.6 | Bestimmung von Skalenparameter b | 103 |
| 4.3.2.7 | Betrachtung des Gesamtmodells | 104 |
| 4.3.3 | Validierung der Modelle I und II | 106 |
| 5 | Diskussion | 108 |
| 5.1 | Ertragsschätzer für Kurzumtriebsplantagen | 108 |
| 5.1.1 | Modellgenauigkeit im Vergleich | 108 |
| 5.1.2 | Bewertung von Datenbasis und Aufnahmemethodik | 111 |
| 5.2 | Anwendung etablierter Verfahren zur Biomassebestimmung auf den Modelldatensatz | 117 |
| 5.3 | Kritische Diskussion der Modelle I und II | 123 |
| 5.3.1 | Modell I | 123 |
| 5.3.2 | Modell II | 124 |
| 5.4 | Validierung | 129 |
| 5.5 | Anwendung von Modell II in der Praxis | 130 |
| 6 | Zusammenfassung | 132 |
| | Summary | 136 |
| 7 | Literatur | 140 |
| 8 | Anhang | 147 |
| 8.1 | Regressionsmodelle | 147 |
| 8.2 | Dendrogramm zur Clusterung der Austriebbiomassen | 155 |
| 8.3 | Zusätzliche Abbildungen | 155 |
| 8.4 | Übersicht zur Berechnung der Biomasse mit dem Modell II | 156 |

Abbildungsverzeichnis

| | |
|---|----|
| Abbildung 1-1: Vergleich durchschnittlicher Gesamtwuchsleistungen an Dendromasse von leistungsstarken Hochwäldern mit KUP aus Weide (8- und 18-jährig)..... | 7 |
| Abbildung 1-2: Verteilung der dGZ-Werte der Biomasse ostdeutscher Untersuchungsflächen innerhalb der ersten Rotation und der Folgerotationen (die Daten stammen aus eigenen Untersuchungen und BOELKE 2006 und VETTER 2006)..... | 8 |
| Abbildung 2-1: Gegenüberstellung der dGZ-Werte [$t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$] von jeweils zwei- und dreijährigen Rotationszyklen (biennal, triennal) der Weidenarten <i>Salix viminalis</i> und <i>Salix dasyclados</i> bei unterschiedlichen Pflanzendichten, aus BULLARD et al. 2002-1..... | 15 |
| Abbildung 2-2: Biomasseproduktion [$t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$] in Abhängigkeit von unterschiedlichen Pflanzdesigns und unterschiedlichen Stecklingsdichten nach dreijährigem Rotationszyklus, aus BERGKVIST und LEDIN (1997), verändert..... | 16 |
| Abbildung 2-3: Biomasseproduktion von 12,5 mm starken Stecklingen in Abhängigkeit von Schnittposition an der Mutterpflanze, Klon und Schnittlänge (aus VERWIJST et al. 2012)..... | 19 |
| Abbildung 2-4: Verzweigungsstruktur eines <i>Salix-dasyclados</i> -Klons und die Ansatzhöhen zur Messung der Dimensionsgröße AH55 (aus VERWIJST und NORDH 1992)..... | 25 |
| Abbildung 2-5: Oberirdische Gesamtwuchsleistung an Biomasse (atro) der untersuchten Weidenbestände, geschätzt durch vier unterschiedliche Verfahren (Regressionsmethode, Vollerntemethode, Stockerntemethode, Verhältnismethode), nach HYTÖNEN et al. (1987). | 28 |
| Abbildung 2-6: Gegenüberstellung der durchschnittlichen Biomasseerträge, ermittelt über spezifische Biomassefunktionen, klonübergreifende Biomassefunktionen und die Vollernte, aus HOCHBICHLER et al. 2001..... | 29 |
| Abbildung 2-7: Modellbildung..... | 32 |
| Abbildung 2-8: Boundary-Line für den Einfluss des TWA auf die Oberhöhe verschiedener Weidenklone im Alter 4/3 (vierjährige Wurzel, dreijähriger Austrieb), (links) und potenzielle Massenerträge in Abhängigkeit vom TWA und der Stecklingsdichte (rechts), verändert nach MURACH et al. (2009)..... | 37 |
| Abbildung 2-9: Klonspezifische Biomassefunktionen für Weiden von insgesamt 49 unterschiedlichen Standorten (links) und Gegenüberstellung von Biomassefunktionen der Klone Ghoy (schwarz) und Trichobel (rot) und korrespondierenden Messwertpaaren eines Validierungsdatensatzes (rechts), aus EVANS et al. (2007)..... | 40 |
| Abbildung 2-10: Bestandesbiomassekarten von drei Weidenklonen (Germany, Jorunn, Q83) für das dritte Jahr der ersten (links) und das dritte Jahr der zweiten Rotation (rechts), aus EVANS et al. (2007). | 41 |
| Abbildung 2-11: Modellierter dGZ [$t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$] von Weiden in Schweden für den ersten und zweiten Erntezyklus auf der Grundlage der regionalen Hafererträge und Bewirtschaftungsart für einen 4-jährigen (rechts) und 5-jährigen (links) Rotationszyklus in der ersten und zweiten Rotation (nach MOLA-YUDEGO und ARONSSON 2008). | 43 |
| Abbildung 2-12: Beziehung zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 der flächenspezifisch entwickelten Biomassefunktionen (links) und funktionaler Zusammenhang (rechts), $R^2 = 0,72$, aus SKIBBE et al. (2013). | 45 |

| | |
|---|----|
| Abbildung 2-13: Stammholz eines normalen Fotos im Bestand (links, oben) und Pixel des selektierten Stammholzes (links, unten) sowie Gegenüberstellung der geschätzten Biomasse mithilfe der optischen Stamm-Dichte-Methode und der tatsächlich gewogenen Biomasse von drei unterschiedlichen Standorten in Kanada und funktionaler Ausgleich mit der multiplen linearen Regression (rechts), aus ENS (2009) | 46 |
| Abbildung 2-14: Schematische Präsentation des ForestGrowth-Modells mit Inputs (Klima, Boden, Daten zum Genotyp), Prozesskompartimenten (Hydrologie, Assimilation, Allokationen, ...) und Output (Nettoprimärproduktionen in den Pflanzenkompartimenten), aus TALLIS et al. (2013). | 48 |
| Abbildung 3-1: Lage der KUP, deren Erhebungen in die Versuchsflächendatenbank einfließen (rot: Erhebungen des Instituts für Waldwachstum und Forstliche Informatik TU Dresden, blau: Erhebungen anderer Institutionen im Auftrag von Hessen Rohstoffe HeRo). | 49 |
| Abbildung 3-2: Funktionaler Zusammenhang zwischen 15 gemessenen Durchmesser-Höhe-Paaren der zweijährigen KUP Großschirma und Ausgleich mit der Funktion nach PRODAN ($R^2 = 0,98$) | 54 |
| Abbildung 3-3: Funktionaler Zusammenhang zwischen 15 Triebbiomasse-BHD-Messwertpaaren der zweijährigen KUP Großschirma und Ausgleich des funktionalen Zusammenhangs mit der allometrischen Funktion ($R^2 = 0,98$). | 55 |
| Abbildung 3-4: Elemente eines Boxplots ohne Ausreißer und Extremwerte. | 57 |
| Abbildung 4-1: Histogramme und Boxplots für die KUP Gersdorf (Inger, 5 Jahre) oben und Thammenhain (Tordis, 3 Jahre) unten. | 69 |
| Abbildung 4-2: Abhängigkeit des dg vom Alter. | 70 |
| Abbildung 4-3: Bestandeshöhenkurven (BHK) nach PRODAN von Gersdorf ($R^2 = 0.95$) und Thammenhain ($R^2 = 0.95$) (links) und Bestandeshöhenkurven der 31 Untersuchungsobjekte (rechts). | 71 |
| Abbildung 4-4: Abhängigkeit der Bestandesmittelhöhe vom Alter. | 72 |
| Abbildung 4-5: Abhängigkeit der Bestandesoberhöhe vom Alter. | 72 |
| Abbildung 4-6: Abhängigkeit der Austriebanzahlen pro Hektar von der Pflanzplatzgröße. | 73 |
| Abbildung 4-7: Biomassefunktionen der Plantagen Gersdorf ($R^2 = 0.99$) und Thammenhain ($R^2 = 0,90$) | 74 |
| Abbildung 4-8: Beziehung zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 der 31 Biomassefunktionen, grafisch und als Formel. | 75 |
| Abbildung 4-9: Biomassefunktionen von 31 Untersuchungsobjekten..... | 75 |
| Abbildung 4-10: Abhängigkeit der dGZ von der Wahl des Klons. | 77 |
| Abbildung 4-11: Abhängigkeit der dGZ aller dreijährigen KUP von der Wahl des Klons. | 78 |
| Abbildung 4-12: Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und der Austriebanzahl pro Hektar. | 78 |
| Abbildung 4-13: Gegenüberstellung der dGZ-Werte in den Clustern (Austriebanzahl). | 79 |
| Abbildung 4-14: Zusammenhang zwischen dem Biomasseertrag und hg ($R^2 = 0,60$), grafisch und als Formel. | 80 |
| Abbildung 4-15: Zusammenhang zwischen dem Biomasseertrag und dg ($R^2 = 0,33$), grafisch und als Formel. | 80 |
| Abbildung 4-16: Gegenüberstellung von Biomasseerträgen in verschiedenen Altersgruppen. | 81 |

| | |
|---|-----|
| Abbildung 4-17: Lage der Biomassefunktionen bei unterschiedlichen Werten für a_0 (links) und Zusammenhang zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 (rechts)..... | 83 |
| Abbildung 4-18: Beziehungen zwischen a_0 und der Austriebanzahl pro Hektar sowie der Höhe der Grundflächenmittelstämme für Weide. | 84 |
| Abbildung 4-19: Beziehung zwischen a_0 und dg in verschiedenen Bestandesoberhöhenklassen, links als Punktwolke und rechts mit funktionalem Ausgleich..... | 85 |
| Abbildung 4-20: Residuen der modellierten Werte von a_0 in den Oberhöhenstufen..... | 86 |
| Abbildung 4-21: Gegenüberstellung der modellierten und realen Biomasseerträge in Form von Boxplots..... | 87 |
| Abbildung 4-22: Prozentuale Abweichungen der Ertragswerte aus Modell I in Abhängigkeit von den realen Biomasseerträgen..... | 88 |
| Abbildung 4-23: Verknüpfung von Biomassefunktion und Durchmesserverteilung der dreijährigen KUP in Thammenhain (Tordis). | 90 |
| Abbildung 4-24: Beispiele für die Flexibilität der Weibull-Verteilung bei unterschiedlichen c (1,13; 1,5; 2,09; 2,6) und b (0,7; 0,66; 0,8; 1,07) (von links nach rechts und von oben nach unten) über dem BHD..... | 91 |
| Abbildung 4-25: Aufstellung von Biomasseverteilungsfunktionen..... | 93 |
| Abbildung 4-26: Biomasseverteilungsfunktionen der dreijährigen KUP in Thammenhain: real und an die Weibull-Verteilung angepasst. | 93 |
| Abbildung 4-27: Boxplots der Verteilungsparameter c (links) und b (rechts) von 31 Untersuchungsobjekten. | 94 |
| Abbildung 4-28: Beziehung zwischen den Logarithmen der dg und den Logarithmen der Mittelwerte der Biomasseverteilungsfunktionen für drei Altersgruppen ($R^2 = 0,85$ (AG1), $0,85$ (AG2), $0,99$ (AG3)). | 97 |
| Abbildung 4-29: Gegenüberstellung der modellierten und realen Verteilungen von \bar{x}_w | 98 |
| Abbildung 4-30: Grafische Darstellung der altersbezogenen Beziehungen zur Schätzung der Standardabweichung der Biomasseverteilungen ($R^2_{adj.} = 0,84$). | 100 |
| Abbildung 4-31: Gegenüberstellung der geschätzten und realen Standardabweichungen (s_w). | 101 |
| Abbildung 4-32: Zusammenhang zwischen dem Quotienten \bar{x}_w/s_w und dem Formexponenten c (links) und dessen Funktionsbezug in Form von Formel 4-8 (rechts), $R^2 = 0,99$ | 102 |
| Abbildung 4-33: Gegenüberstellung der „realen“ und mithilfe der Formel 4-8 „geschätzten“ Formexponenten in Form von Boxplots. | 102 |
| Abbildung 4-34: Gegenüberstellung der modellierten und realen Verteilungen der Skalenparameter. | 103 |
| Abbildung 4-35: Gegenüberstellung der modellierten und realen Biomasseerträge in Form von Boxplots..... | 104 |
| Abbildung 4-36: Residuen der modellierten Biomasseerträge..... | 105 |
| Abbildung 4-37: Prozentuale Abweichungen der Modellkalkulationen von den „realen“ Ertragsdaten des Validierungsdatensatzes..... | 107 |
| Abbildung 4-38: Residuen der modellierten Biomasseerträge..... | 107 |
| Abbildung 5-1: Durchmesserverteilung und Biomasseverteilung der KUP Thammenhain auf der Basis real erhobener BHD-Messwerte (schwarz) und von BHD-Messwerten mit einer systematischen Überschätzung von 10 %. | 110 |
| Abbildung 5-2: Absolute Häufigkeiten der Schiefe-Werte für BHD- (links) und BM- (rechts) Verteilungen des Modelldatensatzes..... | 116 |
| Abbildung 5-3: Abweichungen der über die Formel 5-2 errechneten Biomassen zu den realen Biomassen des Validierungsdatensatzes in Form absoluter Häufigkeiten. | 118 |

| | |
|---|-----|
| Abbildung 5-4: Biomassefunktion (schwarz) und empirische Durchmesser- verteilung (schwarz) der KUP in Thammenhain und generalisierte Biomassefunktion (blau) nach Formel 5-2. | 120 |
| Abbildung 5-5: Absolute Häufigkeit der Differenz zwischen modellierten und realen Biomasseerträgen bei der Anwendung des Ertragsermittlers für KUP aus Pappel nach HARTMANN (2010). | 121 |
| Abbildung 5-6: Biomassefunktionen für Pappel (punktiert) und Weide (liniert) bei gleichem a_0 (links) und Relationen der Funktionskoeffizienten von Pappel (punktiert) und Weide (liniert). | 122 |
| Abbildung 5-7: Gegenüberstellung der Wertepaare (hg und dg) von Weide (schwarz) und Pappel (blau) aus der Datenbank des Instituts für Waldwachstum und Forstliche Informatik, TU-Dresden. | 123 |
| Abbildung 5-8: Verknüpfung der Durchmesser- verteilungsfunktion (angepasst an die Weibull-Verteilung) und Biomassefunktion von zwei KUP des Höhenbereichs $4 \text{ m} \leq h_0 \leq 5 \text{ m}$ und Darstellung überdurchschnittlicher und unterdurchschnittlicher Austriebe auf den Biomassefunktionen. | 124 |
| Abbildung 5-9: Durchmesser- verteilungsfunktionen und zugehörige Biomassefunktionen von drei KUP unterschiedlicher Altersgruppen (links) und zugehörige Biomasseverteilungen von KUP (rechts). | 126 |
| Abbildung 5-10: Bestandeshöhenkurven von drei KUP der ersten Rotation im Alter von 3, 4 und 6 Jahren. | 126 |
| Abbildung 5-11: Zusammenhang zwischen der Standardabweichung der BHD und der Standardabweichung der Biomasse des Untersuchungsdatensatzes. | 127 |
| Abbildung 5-12: Durchmesser- verteilungen (links) und Biomasseverteilungen (rechts) des Klons Ulv auf der KUP in Methau über eine Zeitreihe von vier Jahren (drei- vierjährig). | 128 |
| Abbildung 5-13: Ausschnitt der Programmoberfläche zur Ermittlung des Biomasseertrags von KUP aus Weide mit Eingabefenster für Durchmesserwerte. | 131 |

Tabellenverzeichnis

| | |
|---|-----|
| Tabelle 2-1: Zusammenstellung verschiedener Biomassefunktionen nach Autoren, Anzahl zu entnehmender Triebe und Dimensionsgrößen. | 26 |
| Tabelle 2-2: Spannweiten der Verzerrungen, getrennt nach Regressionstyp und Generalisierungsgrad (Standort-Alter-Klon, Alter-Klon, Klon). | 30 |
| Tabelle 2-3: Holz trockenmasseleistung der KUP in Gülzow in Abhängigkeit von der Baumart und der Umtriebszeit (Mittel der jeweils 5 besten Sorten 1993-2004, verändert nach BOELCKE (2006)). | 34 |
| Tabelle 2-4: Ertragsschätzung für die Hackgutproduktion bei Pappel und Weide im Kurzumtrieb für sechs Umtriebe in drei verschiedenen Produktionsgebieten Österreichs, aus HOCHBICHLER (2007). | 35 |
| Tabelle 2-5: Empirische Leistungstafel für den Pappelklon Hybride 275, bei vierjährigem Umtrieb für den Standort Canstein, Verband 2 x 0,6 (8.333 St./ha), verändert nach FIEDLER (1999) in HOFFMANN (1999). | 36 |
| Tabelle 2-6: Minimale und maximale Werte von Standort- und Klimavariablen aller untersuchten KUP, aus ALI (2009). | 38 |
| Tabelle 2-7: Koeffizienten der Funktion zur Berechnung der Oberhöhe für verschiedene Pappelhybride, aus ALI (2009). | 38 |
| Tabelle 2-8: Bestandesbiomassefunktion in Abhängigkeit der Bestandesoberhöhe (links) und stecklingsdichteabhängige Koeffizientenwerte (a_4 , a_5) der Klongruppe Max (rechts), aus ALI (2009). | 39 |
| Tabelle 2-9: Regressionsfunktionen und Bestimmtheitsmaße der einzelnen Höhenstufen aus SKIBBE et al. 2013. | 44 |
| Tabelle 2-10: Vergleich der mittleren modellierten und gemessenen Ertragsdaten von jeweils sieben KUP aus Pappel und Weide (aus TALLIS et al. 2013). | 48 |
| Tabelle 3-1: Auflistung der Erhebungsorte. | 50 |
| Tabelle 3-2: Übersicht und Charakterisierung der aufgenommenen Rohdaten. | 52 |
| Tabelle 3-3: Aufstellung der ermittelten Ertragskennwerte mit ihren entsprechenden Einheiten. | 52 |
| Tabelle 4-1: Zusammenstellung der Ertragskennwerte für jedes Untersuchungsobjekt. | 67 |
| Tabelle 4-2: Korrelationsbeziehungen zwischen den Koeffizienten a_0 und den Zielgrößen N, hg, dg und Alter. | 85 |
| Tabelle 4-3: Ergebnisse der nicht linearen Regression mit Bestimmtheitsmaßen in den verschiedenen Oberhöhenstufen. | 86 |
| Tabelle 4-4: Korrelationskoeffizienten und Irrtumswahrscheinlichkeiten von Beziehungen zwischen den Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen und ertragskundlichen Zielgrößen. | 95 |
| Tabelle 4-5: Funktionsbeziehung und -güte (AIC) zur Schätzung von \bar{x}_w | 96 |
| Tabelle 4-6: Regressionsgleichungen und Bestimmtheitsmaße zur Schätzung der \bar{x}_w in Abhängigkeit vom Alter. | 97 |
| Tabelle 4-7: Korrelationsbeziehungen, Korrelationskoeffizienten und Irrtumswahrscheinlichkeiten zwischen den Standardabweichungen der Biomasseverteilungsfunktionen und ertragskundlichen Zielgrößen. | 99 |
| Tabelle 4-8: Funktionsbeziehungen und -güte zur Schätzung von s_w | 99 |
| Tabelle 4-9: Statistische Kennwerte der modellierten und realen Verteilungen der Biomasseerträge der 31 Untersuchungsobjekte. | 105 |

| | |
|--|-----|
| Tabelle 4-10: Tabellarische Darstellung der Min.-, Max.- und Durchschnittswerte der notwendigen Modelleingangsgrößen des Validierungsdatensatzes. | 106 |
| Tabelle 5-1: Validierungsergebnisse (Bias %, Präzision %) und erforderliche Messgrößen ausgewählter Modelle zur Biomasseschätzung. | 109 |
| Tabelle 5-2: Standardabweichung, Mittelwert und Variationskoeffizient von empirischen BHD und Biomassewerten in unterschiedlichen Altersgruppen. | 128 |

Abkürzungsverzeichnis

| | |
|----------------|---|
| % | Prozent |
| °C | Grad Celsius |
| a | Jahr |
| Abb. | Abbildung |
| Anh. | Anhang |
| Anz. | Anzahl |
| atro | absolut trocken |
| BHD | Brusthöhendurchmesser |
| BM | Biomasse |
| BMELV | Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz |
| bzw. | beziehungsweise |
| ca. | circa |
| CARR. | Carrière |
| cm | Zentimeter |
| d1,3 | Durchmesser in 1,3 m Höhe |
| dg | Durchmesser des Grundflächenmittelstammes |
| dGZ | durchschnittlicher Gesamtwuchs |
| et al. | und andere |
| evtl. | eventuell |
| FNR | Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe |
| g | Gramm |
| GWL | Gesamtwuchsleistung |
| H. ü. NN | Höhe über Null |
| ha | Hektar |
| hg | Höhe des Grundflächenmittelstammes |
| h _o | Oberhöhe |
| j. | jährlich |
| kg | Kilogramm |
| KUP | Kurzumtriebsplantage |
| L. | Linné |
| LfULG | Sächsisches Landesamt für Umwelt, Landwirtschaft und Geologie |
| m ² | Quadratmeter |
| m ³ | Kubikmeter |
| Max. | Maximum |
| Meck.-Pomm. | Mecklenburg-Vorpommern |
| MILL. | Miller |
| Mill. | Million |
| Min. | Minimum |
| mm | Millimeter |
| Mrd. | Milliarden |
| N | Triebzahl |
| n. b. | nicht bestimmt |
| Nied. | Niederschlag |
| NRW | Nordrhein-Westfalen |
| St. | Stück |
| t | Tonne |
| Temp. | Temperatur |
| Tsd. | Tausend |
| TU | Technische Universität |
| u. a. | unter anderem |
| v. a. | vor allem |
| vgl. | vergleiche |
| z. B. | zum Beispiel |

1 Einleitung

1.1 Hintergrund der Arbeit

Die Verwendung von Holz ist umweltfreundlich und nachhaltig. Der jährliche, weltweite Pro-Kopf-Verbrauch dieses wertvollen Rohstoffes lag 2005 bei 0,58 m³ (KANOWSKI 2005), wobei wohlhabende Länder wie die USA und Kanada einen Trend zum vermehrten Holzverbrauch von ca. 1,3 – 1,6 m³ (ALTWEGG UND MEIER 2009) aufweisen. Durch den zunehmenden Bevölkerungsdruck und das wirtschaftliche Aufstreben von Entwicklungs- und Schwellenländern wächst die Nachfrage nach Holz als Energieträger für Wärme und Strom, als Faser für Holzwerkstoffe und Papier oder als chemischer Rohstoff für die Herstellung von Kraft- und Kunststoffen (SCHULTE 2007). Hinzu kommt, dass der Einsatz von endlichen Holzsubstituten wie Kohle, Öl und Gas, aber auch Beton und Metall durch das gewachsene gesellschaftliche Umweltbewusstsein zunehmend reglementiert wird. Die Nachfrage nach dem umweltfreundlichen Rohstoff Holz wird folglich kontinuierlich steigen.

Die bestehenden Waldflächen sind jedoch nicht ausreichend, um zukünftig genügend nachhaltig produziertes Holz für eine wachsende und wirtschaftlich aufstrebende Bevölkerung bereitzustellen. Nach Hochrechnungen von SUTTON (1999) werden bereits Mitte des 21. Jahrhunderts ca. 6 Mrd. m³ Holz jährlich benötigt. Das sind ca. 2,6 Mrd. m³ mehr als gegenwärtig. Der für den Menschen nutzbare globale Holzzuwachs von ca. 7 bis 9 Mrd. m³ pro Jahr (HERKENDELL und PRETZSCH 1995) wird angesichts des weiteren Bevölkerungswachstums und zunehmender Waldzerstörung bald ausgeschöpft sein. Dabei ist vor allem in den Tropenländern ein stetiger Waldverlust zu verzeichnen, der sich jedoch schwer beziffern lässt (FAO 1993).

Die dringliche Auseinandersetzung mit dieser Rohstoffproblematik hat längst begonnen. Auch in Deutschland wird zunehmend über „die Steigerung des Dendromasseaufkommens“ nachgedacht, da die Nachfrage nach Holz vor allem im energetischen Bereich kontinuierlich wächst. Nach Hochrechnungen ist bereits 2015 mit Rohstoffengpässen zu rechnen (MANTAU 2012).

Eine Lösung könnte die Holzproduktion auf Plantagen sein. Plantagen sind gleichaltrige Bestände einer Baumart, die hauptsächlich für die Holzproduktion angelegt werden (KANOWSKI 2005). Die FAO (2005) erwartet, dass bereits im Jahr 2040 rund die Hälfte der weltweiten Industrieholzproduktion auf Plantagen stattfinden wird. Neben zahlreicher Kritik an dieser Bewirtschaftungsform aus den Reihen der Sozioökonomie und den Umweltwissenschaften wird die Forstplantage gegenwärtig dennoch als Erfolgsmodell der

Forstwirtschaft gewertet, denn bei fachmännischer Bewirtschaftung kann neben der Generierung von substantiellem ökonomischem Gewinn ein wichtiger Beitrag für Gesundheit, Diversität und Multifunktionalität von Kulturlandschaften geleistet werden (WWF 2002).

Die Formen der Plantagen unterscheiden sich durch Zusammensetzung, Umfang, Bewirtschaftung und Produktivität (KANOWSKI 2005), wobei die Bewirtschaftung stets intensiv und technisch anspruchsvoll ist (KANOWSKI 2005). Zehn Prozent der weltweit angelegten Plantagen werden als Schnellwuchsplantagen (short rotation forestry) bezeichnet. Diese werden als bisher wettbewerbsfähigste Quelle für Faserholz bzw. Dendromasse angesehen (KANOWSKI 2005).

Die in der vorliegenden Arbeit untersuchten Kurzumtriebsplantagen (KUP) zählen zu den Schnellwuchsplantagen. Diese Plantagen dienen der Erzeugung von Holz für energetische und stoffliche Zwecke. In den gemäßigten Breiten ist die KUP eine junge Form der Flächennutzung, welche die sonst stark voneinander abgegrenzten Bewirtschaftungsformen der Forst- und Landwirtschaft zusammenbringt. Dabei werden vor allem Klone von schnellwachsenden Pappeln und Weiden eingesetzt. Untersuchungen auf Versuchsflächen zeigten, dass im Vergleich zur Waldbewirtschaftung mit dieser Nutzungsform wesentlich mehr Dendromasse in einem kürzeren Zeitraum produziert werden kann (HORN 2013). Für den Bewirtschafter von KUP ist es jedoch schwierig, das Leistungspotenzial von mehrjährigen Pflanzen standortspezifisch einzuschätzen, um es schließlich mit konventionellen Ackerbaukulturen vergleichen zu können. Besonders für KUP aus Weide fehlte bisher eine breite Datengrundlage von Ertragswerten, welche dem Bewirtschafter eine grobe Orientierung bezüglich des zu erwartenden Biomassespektrums geben kann.

Diese Arbeit stellt u. a. Biomasseerträge und waldwachstumskundliche Ertragskennwerte von 31 verschiedenen Untersuchungsobjekten vor, wobei sich die untersuchten Flächen nicht nur standortspezifisch, sondern auch in Anlagedesign und Rotationslänge unterscheiden. Damit erbringt die vorliegende Arbeit einen großen Beitrag für die Erstellung von Leistungstabellen und kann u. a. als Grundlage für moderne Standort-Leistungsschätzer (vgl. Kapitel 2.2.2.1) verwendet werden. Gleichzeitig bildeten die erhobenen Ertragskennwerte die Grundlage für das in dieser Arbeit vorgestellte Modell „Ertragsermittler für KUP aus Weide“, dessen Entwicklung von der Fachagentur für Nachwachsende Rohstoffe (FNR) unter der Projektnummer 12NR072¹ gefördert wurde. Mit diesem Modell ist eine schnelle und praxistaugliche Biomasseerhebung auf bereits bestehenden KUP möglich. Erste

¹ Unter dieser Projektnummer wurden die Ergebnisse der Dissertation bereits in ähnlicher Form veröffentlicht.

Validierungsergebnisse zeigen nur geringe Abweichungen vom tatsächlichen Biomassevorrat (vgl. Kapitel 4.3.3).

In der Praxis steht das Modell bereits online in Form eines Computerprogrammes („Ertragsschätzer für KUP aus Pappel und Weide“) zur Verfügung. Damit leistet diese Dissertation einen innovativen Beitrag für Theorie und Praxis und verbindet sowohl wissenschaftliche als auch ökonomische Interessen.

Trotz intensivster Bemühungen von Wissenschaft und Praxis, KUP in der deutschen Agrarlandschaft zu etablieren, entsprechen die derzeit angelegten Flächen von ca. 6.000 Hektar nicht dem erwarteten Ausmaß – dabei sind rechtliche Rahmenbedingungen geregelt und Förderprogramme aufgestellt. Zahlreiche naturschutzfachliche Studien heben außerdem das positive landschaftsökologische Potenzial (SCHMIDT und GEROLD 2008), die Erhöhung der biologischen Vielfalt (LIESEBACH et al. 1999) und die verstärkte Strukturierung des Landschaftsbildes (KRAUSE 2006) im Vergleich zur konventionellen, großflächigen Agrarlandschaft hervor. Immerhin zählen KUP seit September 2014 zu den ökologischen Vorzugsflächen („Greening“) in der Landwirtschaft.

Die hochproduktiven KUP sind demnach eine erfolgreiche, klimafreundliche Innovation mit großem Potenzial im Bereich der nachhaltigen Rohstoffproduktion. Es ist wichtig, an dieser Form der Landnutzung festzuhalten, damit sie ein kontinuierlicher Baustein in der derzeit noch einseitigen Agrarlandschaft wird.

1.2 Trockenmasseleistung von KUP

Der Nachhaltigkeitsgedanke ist im forstwirtschaftlichen Handeln stark verankert. Die Umsetzung dieses Leitprinzips schützt die Wälder vor Übernutzung und Degradation. Leider führt das stark zunehmende Bevölkerungswachstum der letzten Jahrzehnte schon heute zu Übernutzungen oder Zerstörungen der Waldsubstanz, da der jährliche weltweite Holzeinschlag stark zunimmt. Besonders gefährdet sind dabei Waldflächen von bevölkerungsreichen Entwicklungsländern (BUES 2011).

Um das nachhaltige Handeln nicht zu gefährden bzw. der Holzverknappung entgegenzusteuern, sind Forst- und Holzwirtschaft aufgefordert, Möglichkeiten zur Deckung der wachsenden Nachfrage zu finden. Folgende Optionen, hier nur kurz genannt, stehen der Forstwirtschaft zur Verfügung:

- Waldmehrung:

In den wirtschaftlich entwickelten Staaten ist Land ein knappes Gut. Die Ansprüche der Gesellschaft an die ihr zur Verfügung stehende Fläche sind vielfältig. Neben der Produktion von landwirtschaftlichen und forstwirtschaftlichen Gütern nehmen infrastrukturelle Maßnahmen einen nicht zu unterschätzenden Anteil ein. Aufgrund der vielfältigen Bedürfnisse und der dadurch entstandenen Flächenkonkurrenz ist eine Waldmehrung zur Erzeugung von Holz in vielen wirtschaftlich entwickelten Ländern nicht prioritär.

- Gesteigerte Holzproduktion im Wald:

Eine Steigerung der Holzproduktion unter den bisher üblichen Bewirtschaftungskriterien ist evtl. in geringem Umfang möglich. Dazu können Züchtungsarbeiten an Waldbaumarten oder das Einbringen von fremdländischen, schnellwachsenden Baumarten beitragen (LIESEBACH et al. 2013).

- Zusätzliche Holzproduktion auf landwirtschaftlichen Flächen:

Mit der Anlage von Plantagen kann Holz außerhalb des Waldes produziert werden. KUP werden zum Zweck der Energieholzgewinnung bewirtschaftet. Bei der Anlage der KUP ist die Effizienz dieser Produktionsart im Vergleich zu anderen „Produktionsverfahren zur Bereitstellung erneuerbarer Ressourcen“ entscheidend (BEMMANN 2011).

In vielen Regionen der Erde (Brasilien, Chile, Südafrika) wird die Holzindustrie bereits seit Jahrzehnten zuverlässig mit Holz aus Plantagen versorgt. Dabei spielen schnellwachsende und auch fremdländische Baumarten wie Eukalyptus- (*Eucalyptus*) und Kieferarten (*Pinus* L.) eine bedeutende Rolle.

In Deutschland werden nicht einheimische schnellwachsende Baumarten wie Douglasie (*Pseudotsuga* CARR.), Küstentanne (*Abies grandis* MILL.), Roteiche (*Quercus rubra* L.) und andere in die Waldbestände integriert. Sie dienen vorrangig der Wertholzproduktion. Außerhalb des Waldes werden derzeit ca. 6.000 ha KUP bewirtschaftet, dessen Holz für energetische Zwecke genutzt wird (BMELV 2007). Die Etablierung dieser Nutzungsform ist mit der starken Nachfrage nach Holz als Energieträger verbunden, die vor allem durch die

staatlichen Programme zur verstärkten energetischen Nutzung erneuerbarer Ressourcen intensiviert wurde (BEMMANN 2011). In Folge konnte beobachtet werden, dass sich stoffliche und energetische Nutzungsanteile bei Holz stark annähern (MANTAU 2009). Der Druck auf die Forstwirtschaft wird damit zunehmend verstärkt, da sich die Nachfrage nach vielfältigen Sortimenten verändert hat. Die Anlage von KUP auf landwirtschaftlichen Flächen könnte diese Lage entspannen.

Die folgenden Erläuterungen sollen einen Einblick in das Leistungsspektrum der KUP im Vergleich zu Waldbeständen geben, ohne auf die Wertigkeit der Nutzungsformen einzugehen.

Der Holzertrag von Waldbeständen wird überwiegend anhand von forstüblichen Raummaßen (Schaft- bzw. Derbholz) beurteilt. Diese vermitteln weder Informationen über die Energieleistung noch die Qualität des Holzes, sondern spiegeln das Volumen [$\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$] von potenziell erntbaren Holzsortimenten wider. Das Derbholz entspricht der gesamten oberirdischen holzigen Biomasse mit einem Durchmesser größer als 7 cm. Das Schaftholz entspricht dem Volumen des Baumschaftes ohne Kronenholz. Damit bleiben sowohl beim Derb- als auch beim Schaftholz hohe Anteile des Kronenholzes unberücksichtigt. Für vergleichende Beurteilungen der Leistungsfähigkeit von Waldbeständen wird daher das Baumholz verwendet, welches alle oberirdischen verholzten Pflanzenteile des Baumes einbezieht (ASSMANN 1970). Es kann über sogenannte Expansionsfaktoren abgeleitet werden. Für die Baumarten Zitterpappel (*Populus tremula*), Gemeine Fichte (*Picea abies*) und Buche (*Fagus sylvatica*) wurden bereits Faktoren entwickelt, die vom Volumen des Derbholzes auf das Volumen anderer Baumkompartimente schließen lassen (STAKANOV et al. 1996, ELLENBERG et al. 1986 und PELLINEN 1968). Wegweisende Untersuchungen zur Ableitung der Expansionsfaktoren wurden auch von BURSCHEL et al. (1993) auf der Basis der Massentafeln von GRUNDNER und SCHWAPPACH (1952) durchgeführt. STAKANOV (1996) zeigte u. a. an Beständen von Zitterpappel (*Populus tremula*) in der Taiga, dass das Verhältnis von Kronenholz zu Derbholz in Abhängigkeit von der Klimazone und dem Entwicklungsstadium zwischen 1,06 in jungen und 0,16 in alten Beständen schwankt. Über die in der Literatur beschriebenen Ansätze zur Umrechnung von Derb- zu Baumholz kann demnach die Leistungsfähigkeit von Waldbeständen in Ansätzen geschätzt werden (DIETER, ELSASSER 2002).

Doch wie viel Energie steckt wirklich in einem Festmeter Fichte, einem Raummeter Buche oder einem Kubikmeter Hackschnitzel aus Weide? Um einen vergleichbaren Energiewert von Holz zu erhalten, benötigt man die Masse des Baumholzes [t_{atro}] bei definiertem

Wassergehalt. Dafür werden die Raummaße mit baumartspezifischen Raumdichten verrechnet (LOHMANN 1980, WAGENFÜHR 2007, TRENDLENBURG et al. 1955, KNIGGE und SCHULZ 1966). Beispielsweise haben ein Festmeter frisch geerntete Buche und Fichte 558 kg Trockenmasse bzw. 379 kg Trockenmasse.

Auch im Bioenergiesektor wird mit der Biomasse in Form der Trockensubstanz [t_{atro}] gearbeitet. Hier sind vor allem die Trockenmassen der oberirdischen verholzten Pflanzenteile (Dendromasse) von Interesse. Die Dendromasse in Kurzumtriebsplantagen wird häufig direkt ermittelt, weshalb komplizierte Umrechnungen entfallen.

Zu den ertragreichsten Waldbeständen in Deutschland zählen die Reinbestände aus Fichte, Douglasie und Küstentanne des Augsburger Stadtwaldes (RÖHLE und HEISS 1986). Beispielsweise erreichten die Bestände aus Küstentanne im Alter von 34 Jahren einen durchschnittlichen Gesamtwuchs von $27,5 \text{ fm} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$ Derbholz (RÖHLE und HEISS 1986), was einem durchschnittlichen Gesamtwuchs an Baumholz von ca. $12,1 \text{ } t_{atro} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$ entspricht. Die leistungsstärksten Fichtenreinbestände nach der Ertragstafel von ASSMANN und FRANZ (1963) erreichen bei einer Oberhöhenbonität von 40 m im Alter von 70 Jahren $10,4 \text{ } t_{atro} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$ (siehe Abbildung 1-1).

Kurzumtriebsplantagen aus Pappel und Weide können bereits nach weniger als zehn Jahren ähnlich hohe Erträge auf durchschnittlichen Ackerstandorten erzielen. Beispielsweise erreichten die Weiden der KUP in Krummenhennersdorf nach acht Jahren Standzeit und drei Rotationen ca. $14 \text{ } t_{atro} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$ und die Weiden der KUP in Gülzow nach 18 Jahren Standzeit und sechs Rotationen $10,3 \text{ } t_{atro} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$ (siehe Abbildung 1-1).

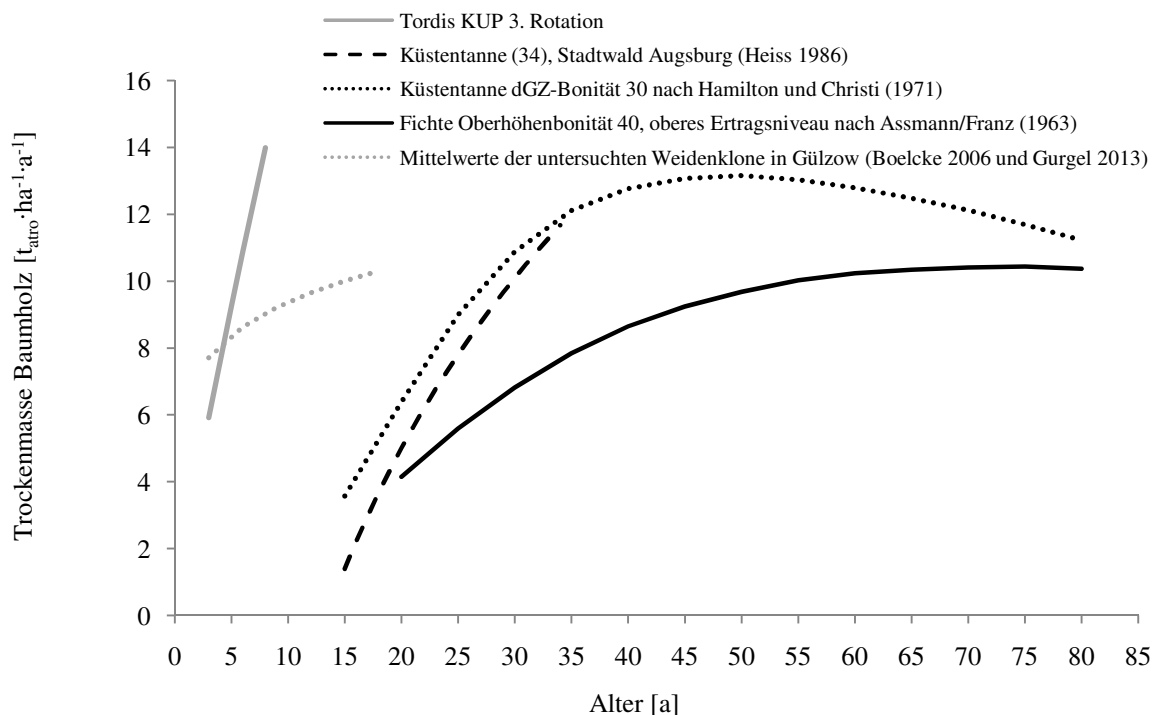


Abbildung 1-1: Vergleich durchschnittlicher Gesamtwuchsleistungen an Dendromasse von leistungsstarken Hochwäldern mit KUP aus Weide (8- und 18-jährig).

Die Ursache der hohen Erträge von KUP im Vergleich zu klassischen Waldbaumarten wird vor allem auf die hohe Stammzahl zurückgeführt (KOPP et al. 1993). Die Bestandesdichte von KUP für die energetische Produktion liegt bei ca. 10.000 bis 20.000 Steckhölzern pro Hektar (WILLEBRAND et al. 1993, TOIVONEN und TAHVANAINEN 1998). Dabei gewährleisten speziell gezüchtete Hochleistungsklone eine Massenleistung über mehrere Rotationen², wobei im Gegensatz zur forstlichen Betriebsweise keine Stammholzqualität erreicht werden soll.

Die Gegenüberstellung der Gesamtwuchsleistungen von KUP und Wald in Abbildung 1-1 verdeutlicht die verschiedenen Bewirtschaftungsweisen: zum einen die lang andauernde Produktion von Schaft- bzw. Wertholz, auch über den Kulminationspunkt der max. durchschnittlichen Trockenmasseleistung hinaus, und zum anderen die Produktion mit Fokus auf die höchste Dendromasseleistung.

Die Erträge von KUP aus Weide nehmen einen weiten Bereich ein. Auf eigenen und in der Literatur (VETTER 2006, BOELCKE 2006) erwähnten, im Mittel jedoch unterdurchschnittlichen ostdeutschen Untersuchungsflächen schwanken die Erträge innerhalb der ersten Rotation zwischen 1,5 und 14,7 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$.

² Beerntungszyklus oder Zeitspanne zwischen Neuaustrieb aus dem Steckholz und Ernte.

In den Folgerotationen wurden zwischen 4 und 21,7 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ beobachtet. Die Abbildung 1-2 zeigt dazu die Verteilung der durchschnittlichen Gesamtzuwächse (dGZ)³ mit den entsprechenden Medianen (6,49; 9,09).

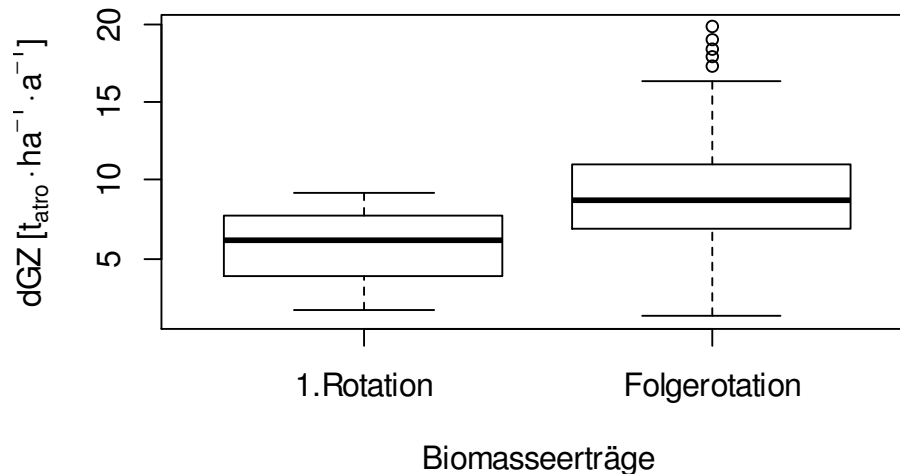


Abbildung 1-2: Verteilung der dGZ-Werte der Biomasse ostdeutscher Untersuchungsflächen innerhalb der ersten Rotation und der Folgerotationen (die Daten stammen aus eigenen Untersuchungen und BOELKE 2006 und VETTER 2006).

Obwohl die Untersuchungsflächen hauptsächlich auf mittleren Ackerstandorten (Ackerzahlen⁴ zwischen 20 und 60) angebaut wurden, liegen die Biomasseerträge deutlich über den Trockenmasseerträgen von Naturwäldern. Damit könnten KUP einen wesentlichen Beitrag leisten, um das prognostizierte Holzdefizit zu mindern (BUES 2011).

³ Der dGZ einer KUP entspricht der durchschnittlichen Gesamtwuchsleistung an oberirdischer absolut trockener Dendromasse.

⁴ Ackerzahl: Index, der die Qualität der Ackerfläche bemisst: Mögliche Werte reichen von 1 (sehr schlecht) bis 120 (sehr gut).

1.3 Zielstellung

Die Kurzumtriebswirtschaft mit Weidearten, beispielsweise *Salix viminalis* oder *Salix dasyclados*, ist vor allem in Schweden, Großbritannien, Nordirland und den Beneluxstaaten sehr verbreitet und in die landwirtschaftliche Praxis integriert (BOELCKE 2006, LARRSON und NEUMEISTER 2004, SPINELLI 2007). Die ertragskundliche Forschung in diesen Ländern bezog sich dabei hauptsächlich auf die Wechselwirkung von Standort-Leistungs-Beziehungen oder es wurden physiologische Untersuchungen in Zusammenhang mit der Biomasseakkumulation durchgeführt. Für die praxisrelevante, schnelle und einfache Ermittlung des Biomasseertrags bestehender KUP existieren derzeit nur wenige Schätzhilfen (Modelle). Sie wurden überwiegend auf der Basis skandinavischer und britischer Untersuchungen etabliert. Für mitteleuropäische Wuchsgebiete kann auf ein Modell zur Schätzung des Biomasseertrags für KUP aus Pappel zurückgegriffen werden (HARTMANN 2010).

Das Ziel dieser Dissertation besteht darin, ein Modell zu erstellen, mit dessen Hilfe der Biomasseertrag bestehender KUP aus Weiden schnell, praxistauglich, zerstörungsfrei (ohne Holzentnahmen) und möglichst genau geschätzt werden kann. Damit soll die Arbeit sowohl einen methodischen als auch einen anwendungsorientierten Beitrag leisten.

Es werden vier Schwerpunkte bearbeitet, welche wiederum in einzelne Unterpunkte untergliedert sind:

- *Bereitstellung einer fundierten Datenbasis als Grundlage für die Modellentwicklung*
 - Festlegung der Aufnahmemethodik.
 - Erhebung/Zusammenstellung der Daten als Grundlage für die Modellentwicklung.
 - Kalkulation des Biomasseertrags und der mit ihm in Zusammenhang stehenden Ertragsgrößen wie Bestandesmittelhöhe und Durchmesser des Grundflächenmittelstammes.
- *Statistische Analysen des Untersuchungsdatensatzes*
 - Analyse einfach zu bestimmender Dimensions- bzw. Zuwachsgrößen.
 - Prüfung der Hypothese, dass sich die Biomasseerträge der verschiedenen Untersuchungsobjekte in Abhängigkeit dieser Dimensionsgrößen unterscheiden.

- *Modellentwicklung zur Biomassebestimmung*
 - Entwicklung und Prüfung von zwei Modellansätzen.
 - Fortschreibung von Biomassefunktionen in Abhängigkeit signifikanter Einflussfaktoren.
 - Generierung von Biomasseverteilungsfunktionen.
- *Validierung der Modellansätze mit einem unabhängigen Datensatz.*
 - Beurteilung der Schätzgenauigkeit anhand von Bias und Präzision.

2 Forschungsstand

2.1 Wuchsverhalten der Weiden im Kurzumtrieb

Kurzumtriebsplantagen sind Anpflanzungen auf landwirtschaftlichen Flächen mit besonders gut geeigneten Baumarten, -rassen oder -sorten (Klone⁵) auf produktiven Standorten, die in kurzen Produktionszeiträumen (Rotationen) hohe Erträge (Biomasse⁶) liefern, welche die Wuchsleistungen von klassischen Hochwaldbeständen weit übertreffen (THOMASIIUS 1991). Die Weide ist neben Pappel, Robinie, Erle, Birke, Esche und Eiche eine von sieben Baumgattungen, die in Deutschland für die Kurzumtriebswirtschaft zugelassen ist. Mittlerweile existieren ca. 20 Sorten (Klone). Darunter zählen auch die in dieser Arbeit beprobten *Salix-viminalis*-Klone wie Tora, Sven, Tordis, Inger, Jorr und Ulv.

Wie zahlreiche Praxisbeispiele zeigen, eignen sich die Weidenklone sehr gut für diese Landnutzungsform. Sie haben ein besonders rasches Jugendwachstum, eine starke Stockausschlagfähigkeit, sind dichtstandsverträglich, vermehrbar über Stecklinge und haben ein sicheres Anwuchsverhalten. Außerdem haben sie einen positiven Einfluss auf die Biodiversität, da sie Schutz für Kleinsäuger und Vögel bieten (CAMPBELL et al. 2012).

Die Ertragsleistungen von KUP aus Weide, welche in Sachsen, Thüringen und Mecklenburg-Vorpommern untersucht wurden, schwanken sehr stark. In der ersten Rotation wurden Biomasseerträge zwischen 2,7 bis 7,7 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ und in Folgerotationen zwischen 1,5 und 19,8 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ ermittelt (MURACH 2013, VETTER et al. 2008, LFULG 2011, KÖPPL 2013, RÖHLE et al. 2013). Die Ertragssteigerung in der zweiten Rotation wird auf das überdurchschnittlich entwickelte Wurzelsystem und den vermehrten Sprossaustrrieb nach dem Rückschnitt zurückgeführt (HORN 2013). Auf besseren Standorten (z. B. alluviale Schwemmsande im Norden Polens) kann in Ausnahmefällen sogar mit Erträgen bis 33 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ gerechnet werden (STOLARSKI 2011). Auf österreichischen Untersuchungsflächen konnten Gesamtumtriebsproduktivitäten von 10 bis 18 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ ermittelt werden (HOCHBICHLER et al. 2011). Damit wird deutlich, dass die Ertragsleistung von Weidenklonen im Kurzumtrieb entgegen der Meinung einiger Autoren (KNUST 2009, MURACH 2009, LANDGRAF 2012) mit der Leistung von Pappel (etwa 10 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ auf mittleren Standorten (BEMMANN 2011)) konkurrieren kann.

⁵ Ein Klon ist ein genetisch identisches Pflanzenmaterial.

⁶ In dieser Arbeit entspricht die Biomasse dem gesamten verholzten, oberirdischen Pflanzenmaterial.

Natürlich muss dabei beachtet werden, dass die erzielten Erträge sehr stark mit den herrschenden Standortbedingungen korrelieren. Für den Anbau von KUP aus Weide eignen sich besonders durchlässige, feuchte, nährstoffreiche, sandige Lehme (RÖHRICHT und RUSCHER 2009), am besten mit Grundwassereinfluss (BLECH-SCHMIDT 1957), Jahresmitteltemperaturen von mindestens 5 °C (SCHILDBACH et al. 2009) und Jahresniederschlägen von 600-700 mm (RÖHRICHT und RUSCHER 2009).

Andererseits spielen für den erfolgreichen Anbau der Standraum, das genetische Potenzial, eine gute fachliche Praxis (Management), biotische und abiotische Einflüsse und das Trieb- bzw. Rotationsalter eine ertragsbestimmende Rolle.

Da in dieser Arbeit kein Standort-Leistungsmodell entwickelt werden soll, werden die Standortfaktoren im Folgenden nur noch marginal berücksichtigt. Dafür werden standortunabhängige Einflüsse wie:

- genetisches Potenzial,
- Trieb- und Rotationsalter,
- Bestandesdichte und
- Management

anhand der Literatur analysiert.

2.1.1 Abhängigkeit der Ertragsfähigkeit einer KUP von der Wahl des Klons

Die Gehölzgattung *Salix* umfasst ca. 400 Arten und mehr als 200 bekannte Hybride (NEWSHOLME 2003). In Deutschland ist die Weide mit mehr als 40 Arten die wohl artenreichste Gattung, wobei sich ihre Verbreitung in Form spezieller Ökosysteme von hochalpinen Lagen bis zu den Meeresküsten ausdehnt (GEBHARD 2012). Damit geht eine phänologische und anatomisch-morphologische Variabilität der unterschiedlichen Arten einher, die zwangsläufig Unterschiede in der Biomasseproduktion hervorruft.

Die in Deutschland und Europa für die Energieholzproduktion eingesetzten Weidenklone stammen vor allem von den Weidenarten Korbweide (*Salix viminalis* L.), Filzastweide (*Salix dasyclados* L.) und Kätzchenweide (*Salix smithiana*). Diese drei Arten zeichnen sich durch eine hohe Frosthärte und eine besondere Dichtstandverträglichkeit aus (RÖHRICHT und RUSCHER 2009). Die durch intra- und interspezifische Kreuzung resultierenden Hybridsorten wie Ulv, Orm, Tora, Tordis, Sven und Inger sind Züchtungsprodukte der 1987 in Schweden

gegründeten Firma Landmännen Agroenergi AB (GEBHARD 2012). Die vorherrschenden Züchtungsprogramme in Europa werden derzeit in Schweden (Lantmännen Agroenergie AB) und in Großbritannien (Rothamsted) bearbeitet. Der aktuelle Fokus der Züchtung liegt auf der Ertragssteigerung und der Erhöhung von Krankheits- und Schädlingsresistenz (WICKHAM et al. 2010).

Der bisherige Forschungsstand weist darauf hin, dass mit den in Schweden entwickelten Sorten auch in Deutschland zufriedenstellende Ergebnisse erzielt werden können. Beispielsweise zeigen jüngste Resultate aus dem Verbundprojekt ProLoc, dass die Erträge der Weidenklone in der ersten Rotation mit denen der Pappel vergleichbar sind (AMTHAUER et al. 2009, HOFFMANN und AMTHAUER 2012). Auch in der zweiten Rotation sind auf unterdurchschnittlichen Standorten Erträge zwischen 12 und 16 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ zu erwarten (MURACH 2013).

Andererseits stellen einige Untersuchungsberichte den grundlegenden Erfolg der schwedischen Sorten infrage. Beispielsweise befällt die Zwergzikade (*Empoasca fabae*) bevorzugt schwedische und englische Zuchtsorten (CAMERON et al. 2010). Der Befall mit Rostpilzen der Gattung *Melampsora* innerhalb der *Salix-viminalis*-Arten scheint hingegen mehr klon- als artspezifisch zu sein. So stellten FEHERENZ und WEBER (2012) in ihrer Untersuchung auf einer zweijährigen Versuchsfläche in Hannoversch Münden fest, dass keine Pflanze des Klons Tordis von *Melampsora* befallen war, während bis zu zehn Prozent der Pflanzen des Klons Inger auf derselben Versuchsfläche betroffen waren. Die Folgen der Infektion sind ein verringertes Höhen- und Durchmesserwachstum sowie eine verstärkte Anfälligkeit für Frost (FEHERENZ und WEBER 2012).

Darüber hinaus besteht ein signifikanter Unterschied in der Anzahl der Austriebe pro Steckling unter den *Salix-viminalis*-Klonen (LANDGRAF und BÖCKER 2009). Nach zweijähriger Standzeit in der ersten Rotation konnte der Klon Tordis doppelt so viele Austriebe erzeugen wie Jorr und Tora. Auch RUMPF (2012) stellte klonspezifische Unterschiede in der Anzahl der Austriebe nach dem ersten Rückschnitt fest.

Klonale Unterschiede wurden aber nicht nur in der Austriebeanzahl, sondern auch in Bezug auf den Austriebzeitpunkt und die maximale Triebhöhe festgestellt. VERWIJST et al. (2012) zeigten in ihrer Untersuchung, dass beispielsweise die Klone Jorr und Tora signifikant früher austreiben als Gudrun, Sven und Olof. Damit verbunden ist zwar ein Wachstumsvorsprung dieser Sorten, sie sind aber auch vermehrt dem Risiko von Spätfrösten ausgesetzt.

Früherer Laubaustrieb, eine höhere Anzahl der Triebe und stärkeres Wachstum bezüglich Höhe und Durchmesser befähigen einige Klone, höhere Biomasseerträge zu produzieren (WILKINSON et al. 2007, STOLARSKI 2011).

Ebenso wird auf das Potenzial von den Neuzüchtungen verwiesen (LARSON 1998, LINDGARD et al. 2001, BULLARD et al. 2002, VOLK et al. 2011, AYOTT 2008). Beispielsweise produzieren die neuen Züchtungen von Jorr und Tora 133 % bzw. 117 % (LARSON 1998) und die Neuzüchtung Ashton 243 % (LINDGARD et al. 2001) mehr Biomasse als die älteren Sorten. Darüber hinaus sind die neueren, akroton wachsenden *Salix-viminalis*-Züchtungen besser geeignet für kürzere Erntezyklen und höhere Stecklingsdichten als die eher lateral wachsenden *Salix dasyclados*-Sorten (BULLARD 2002 1&2).

Zusammenfassend lassen sich die Ziele der Züchtungsprogramme wie folgt untergliedern:

- höhere Biomasseerträge,
- Klone mit erhöhter Schädlingsresistenz und
- Erzeugung von Trieben, welche problemlos mit gängigen Erntemaschinen geschnitten werden können.

Dabei involviert das schwedische Züchtungsprogramm Svalöf-Weibull AB die Arten *Salix viminalis*, *Salix dasyclados* und *Salix schwerini*. Das Züchtungsprogramm in Großbritannien IACR-long Ashton benutzt über 20 unterschiedliche Arten (NEWSHOLME 2003).

2.1.2 Einfluss der Rotationszeit auf den Ertrag (dGZ)

Die optimale Rotationszeit ist vom Standort, der Baum- bzw. Klonart und der Nutzungsart des Erntegutes abhängig (LIEBHARD 2007). Da Weidenplantagen überwiegend für die energetische Nutzung verwendet werden, liegt die Umtriebszeit meist zwischen zwei und fünf Jahren.

BULLARD et al. (2002) kommen jedoch aufgrund eigener Untersuchungen an KUP aus Weide zu der Erkenntnis, dass eine Rotationszeit von nur zwei Jahren völlig ausreichend ist. So wurden von den KUP mit dreijähriger Rotationsdauer im Vergleich zur zweijährigen Rotationsdauer nur 67 % der Leistung erzielt. In Abbildung 2-1 sind die Zusammenhänge der Pflanzendichte und der durchschnittlichen Ertragsleistung (dGZ) von *Salix viminalis* und *Salix dasyclados* mit zwei- und dreijährigen Rotationszeiten dargestellt. Dabei ist deutlich zu erkennen, dass der dGZ im dreijährigen Umtrieb (unausgefüllte Symbole) deutlich geringer ist (BULLARD et al. 2002).

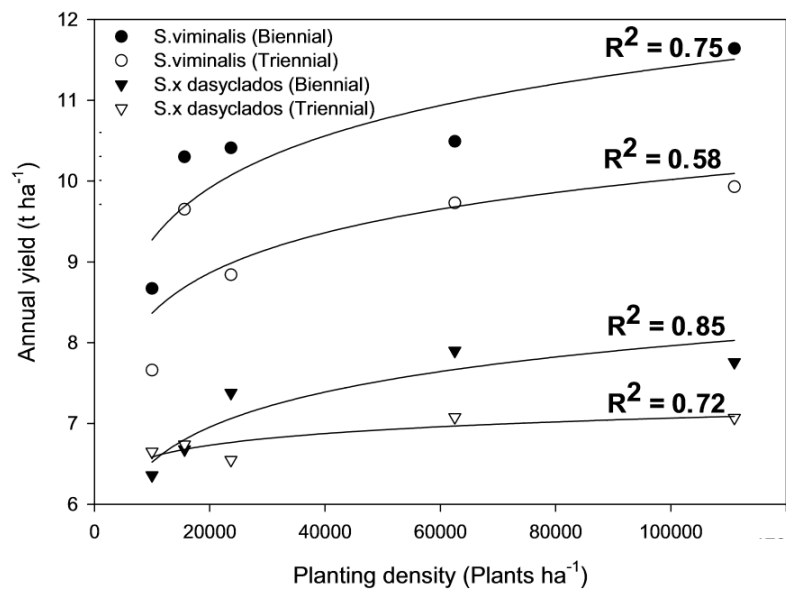


Abbildung 2-1: Gegenüberstellung der dGZ-Werte [$t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$] von jeweils zwei- und dreijährigen Rotationszyklen (biennial, triennial) der Weidenarten *Salix viminalis* und *Salix dasyclados* bei unterschiedlichen Pflanzendichten, aus BULLARD et al. 2002-1.

LIEBHARD (2007) und LIEBHARD et al. (2007) bestätigen den Rückgang der Trockenmasseleistung von Weidenklonen auf unterschiedlichen Standorten bereits nach dem dritten Standjahr. Andererseits zeigen ZEITLHOFFER et al. (2010), dass die Gesamtzuwächse von Weidenklonen vom zweiten zum dritten Standjahr ansteigen.

WILLEBRAND, LEDIN und VERWJIST (1993) unterstreichen die stetige Biomassezunahme des einzelnen Stecklings (Stockes⁷) bei Mortalität angrenzender Pflanzen und der damit verbundenen Standraumerweiterung. Allerdings bewirkt die Standraumerweiterung nach dem vierten Standjahr keine signifikante Steigerung des Stecklings- bzw. Stockgewichtes mehr.

⁷ Der Stock umfasst die gesamte oberirdische Dendromasse eines Stecklings.

2.1.3 Einfluss der Pflanzendichte auf den Ertrag

Vor der Anlage einer KUP müssen die Anzahl der Stecklinge und das Pflanzdesign feststehen. In Deutschland und Schweden werden meist rechteckige Pflanzverbände gewählt, die in Einzel- oder Doppelreihen angelegt werden. Dabei ist zu beachten, dass eine energetisch genutzte Plantage regelmäßig von Erntemaschinen befahren werden muss. Ist das Design jedoch nicht auf die Spurbreite der Erntemaschinen abgestimmt, drohen Wachstumsrückgänge durch zerstörte Stöcke.

Übliche Stecklingsdichten von energetisch genutzten KUP aus Weide liegen zwischen 7.400 und 17.800 Stecklingen pro Hektar (LIEBHARD 2007). Um bereits in der ersten Rotation hohe Biomasseerträge erreichen zu können, werden allerdings Stecklingsdichten von 20.000 Stecklingen pro Hektar empfohlen (VERWIJST 1991). Dagegen konnte keine signifikante Zunahme des Ertrags mit Stecklingsdichten von über 20.000 pro Hektar festgestellt werden (WILKINSON et al. 2007). Der Einfluss verschiedener Bestandesdichten in Kombination mit unterschiedlichen Pflanzdesigns auf den Biomasseertrag eines *Salix-viminalis*-Klons in der ersten und zweiten Rotation wurde von BERGKVIST und LEDIN (1997) auf einem eher schwach nährstoffversorgten Standort in Köping (Schweden) untersucht. Die Ergebnisse nach der ersten Rotation zeigen, dass die Biomasse sehr stark positiv mit der Anzahl der Stecklinge korreliert, wobei das Design (Doppel- oder Einreihenverband) indifferent ist. In Abbildung 2-2 ist der Zusammenhang zwischen Stecklingsdichte und resultierender Biomasse nach dreijähriger Standzeit anhand unterschiedlicher Pflanzdesigns und Pflanzdichten dargestellt.

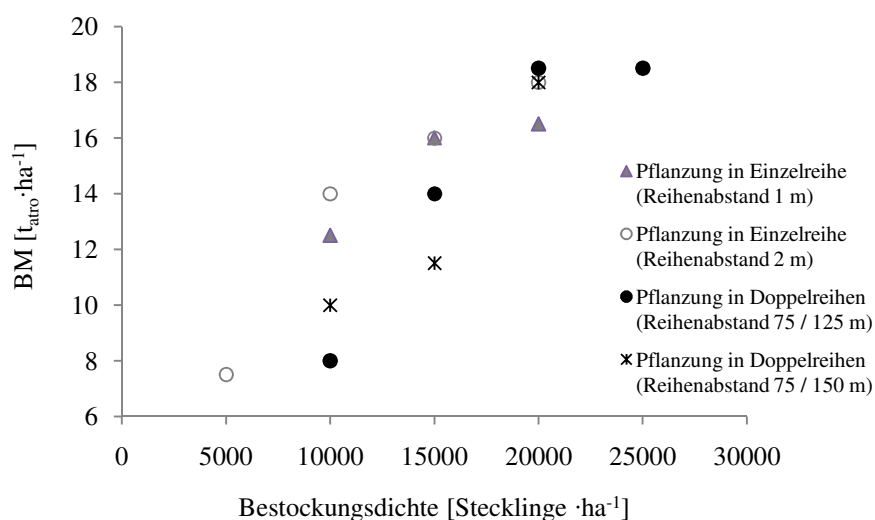


Abbildung 2-2: Biomasseproduktion [t_{atro}·ha⁻¹·a⁻¹] in Abhängigkeit von unterschiedlichen Pflanzdesigns und unterschiedlichen Stecklingsdichten nach dreijährigem Rotationszyklus, aus BERGKVIST und LEDIN (1997), verändert.

In der zweiten Rotation verlieren die gezeigten Zusammenhänge an Bedeutung (BERGKVIST und LEDIN 1997). Ab diesem Zeitpunkt war nicht mehr die Stecklingsdichte, sondern die Anzahl der Austriebe pro Stock entscheidend für die Höhe des Biomasseertrags.

Auch WILLEBRAND und VERWJIST (1993) stellten fest, dass weder in den nachfolgenden Rotationen noch bei längeren Rotationszeiten (> 3 Jahre) die Initialpflanzendichte einen Einfluss auf die Biomasse hat. Außerdem bestätigen sie den marginalen Einfluss des Pflanzdesigns (Doppel- oder Einzelreihe) auf den Biomasseertrag.

BULLARD et al. (2002) untersuchten die Auswirkungen von fünf verschiedenen Pflanzverbänden (10.000 bis 111.000) auf den Biomasseertrag. Dabei stellten die Autoren eine Ertragssteigerung von 34 % von der geringsten zur höchsten Dichte fest. Damit verbunden ist allerdings die Reduktion des Einzeltriebgewichtes und des Einzeltriebdurchmessers. Weitere Untersuchungen bestätigen die genannten Zusammenhänge (ARMSTRONG et al. 1999 und ARMSTRONG and JOHNS 1997).

2.1.4 Einfluss des Managements auf den Ertrag

„Der Anbau von KUP in Deutschland und den meisten Ländern Europas ist mit einigen Ausnahmen auf wenige Versuchsfelder beschränkt.“ (SCHAPER et al. 2008) In Schweden beträgt die Anbaufläche etwa 16.000 ha, in Deutschland 6.000 ha, in Italien 4.000 ha und in England 3.500 ha (DIMITRIOU et al. 2011, BMELV 2012, SPINELLI 2007, BOELCKE 2006). Damit hat Schweden mit Abstand die größte Anbaufläche. Dafür verantwortlich sind die ansässigen rohstoffverarbeitenden Industriezweige und hohe Flächenförderungen (Anpflanzungshilfe: 550 €·ha⁻¹; Flächenbeihilfe: 260 €·ha⁻¹·a⁻¹, LARSON und NEUMEISTER 2004). Aufgrund dieser Ausgangslage müsste ein Vielfaches der angegebenen Fläche von 16.000 ha etabliert worden sein. Stattdessen bleibt das Flächenniveau seit Jahren konstant (DIMITRIOU et al. 2011).

Die Ursachen dieser Stagnation werden mit der Unzufriedenheit der Landeigentümer über die erzielten Biomasseerträge verbunden (DIMITRIOU et al. 2011), denn von den propagierten 9 t_{atro}·ha⁻¹·a⁻¹ werden durchschnittlich nur 2,6; 4,2 und 4,5 t_{atro}·ha⁻¹·a⁻¹ in der ersten, zweiten und dritten Rotation bei vierjährigem Erntezyklus erreicht. Die geringen Biomasseerträge werden auf folgende Ursachen zurückgeführt:

1. geringes Interesse der Landnutzer für die Bewirtschaftungsform KUP,
2. Wahl unterdurchschnittlicher Standorte für den Anbau von KUP aufgrund der Flächenkonkurrenz zur Nahrungsmittelproduktion und

3. geringe Bewirtschaftungsintensität (Düngung, Unkrautbekämpfung).

Der erste und letzte Punkt haben sehr viel mit dem persönlichen Interesse am Gelingen der KUP und der Umsetzung einer optimalen fachlichen Praxis zu tun. Beispielsweise ruft eine ausbleibende Düngung 38 % und eine unterlassene Unkrautbekämpfung 25 % Ertragsverlust hervor (DIMITRION et al. 2011).

Diesen Zusammenhang bestätigen auch STOLL und DOHRENBUSCH (2009) in ihrer Untersuchung über den Einfluss der Flächenvornutzung und der Begleitwuchsregulierung auf den Anwuchserfolg von Energieholzplantagen. Sie zeigten, dass die mechanische Beseitigung der Begleitwuchsvegetation einen deutlichen Effekt auf die Höhenentwicklung der Austriebe von Weidenklonen ausübt. COLL et al. (2003) und DAVIES (1985) führen dies auf die Konkurrenzwirkung vitaler Grasdecken bezüglich Nährstoffe und Wasser zurück.

Auch die Stecklingsqualität hat einen besonderen Einfluss auf das frühe Wachstum der Pflanzen. VERWIJST et al. (2012) untersuchten den Einfluss der Stecklingsgröße, der Lagerdauer und der Schnittposition an der Mutterpflanze auf die Biomasseentwicklung von Weidenklonen. Sie stellten heraus, dass Stecklinge, die von einer apikalen Position geschnitten wurden, signifikant höhere Biomassen erzeugen als basal geschnittene Stecklinge. WEIH (2009) begründet diesen Fakt mit der früheren Blattentwicklung, die zudem klonal und phänologisch beeinflusst wird. Zu beachten ist dabei aber auch das erhöhte Spätfrostisiko (FIRCKS 1994, VERWIJST et al. 1996).

Außerdem konnten VERWIJST et al. (2012) nachweisen, dass mit einer Erhöhung der Stecklingslänge von 12 auf 24 cm die Sprosshöhe bis 35 %, die Anzahl der Austriebe bis 75 % und die Biomasse bis 121 % gesteigert werden können (die jeweiligen Steigerungsraten sind klonal unterschiedlich). Dazu zeigt Abbildung 2-3 die Biomasseproduktion von 12,5 mm starken Stecklingen in Abhängigkeit von Schnittposition an der Mutterpflanze, Klon und Schnittlänge (12-24 cm).

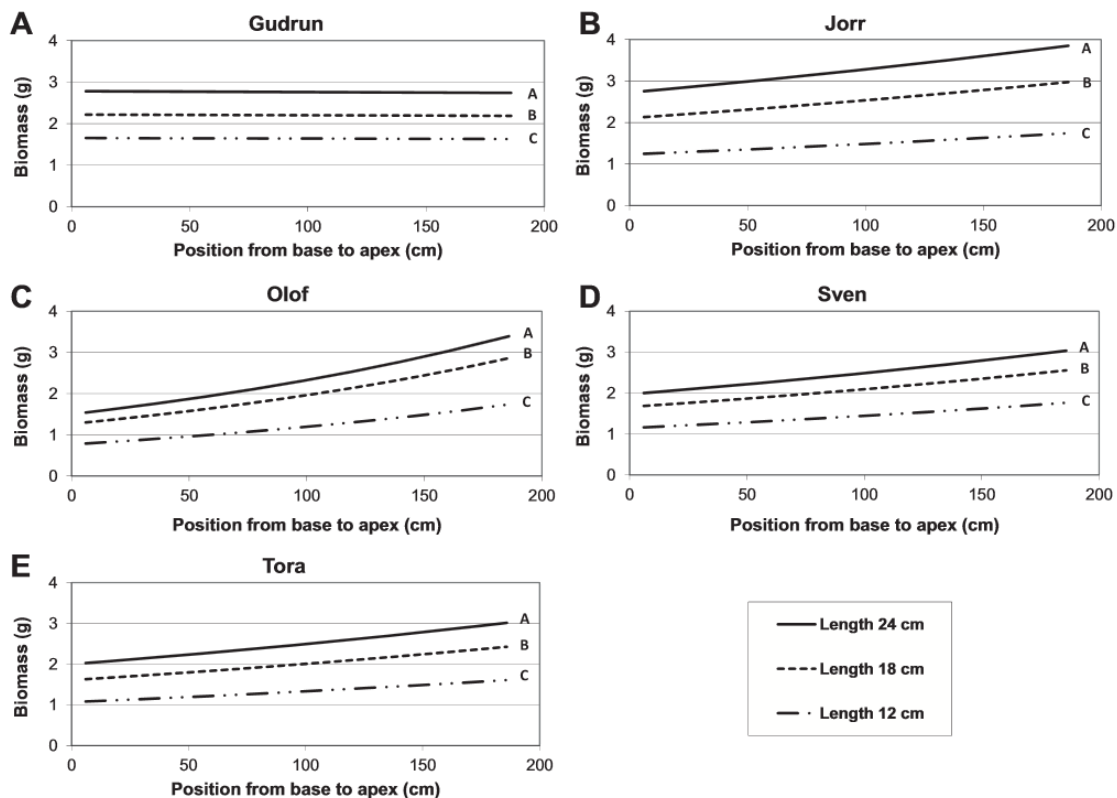


Abbildung 2-3: Biomasseproduktion von 12,5 mm starken Stecklingen in Abhängigkeit von Schnittposition an der Mutterpflanze, Klon und Schnittlänge (aus VERWIJST et al. 2012).

Für die Untersuchungen wurden Stecklingsgrößen in insgesamt 25 Größenklassenkombinationen (Durchmesser 0,6 bis 3,2 cm, Länge 7,6 bis 45,7 cm) verwendet. Die Autoren stellten fest, dass sowohl die Überlebensrate als auch die Biomasseproduktion mit zunehmender Stecklingslänge und -dicke zunimmt. Dabei schwanken die Biomasseakkumulationen pro Stock zwischen 134,5 und 297 g.

2.2 Verfahren der Ertragsermittlung

Im Gegensatz zu Produktionsabläufen in hoch mechanisierten Fabriken sind natürliche Produktionsabläufe von vielen nicht beeinflussbaren Faktoren abhängig. Das Produktionsergebnis ist daher nur schwer vorhersehbar. Ebenso verhält es sich mit der Biomasseleistung von KUP. Dabei stellen unvorhergesehene wachstumsbeeinträchtigende Faktoren wie intensive Trockenperioden, starker Wildverbiss oder Käferfraß, aber auch wachstumsfördernde Faktoren wie überdurchschnittlicher Niederschlag oder eine verlängerte Vegetationsperiode die gewählte Umtriebszeit gelegentlich infrage. Daher wird in

mehnjährigen Kulturen eine temporäre Ertragsermittlung empfohlen, die dem Betreiber als Entscheidungshilfe dienen kann.

2.2.1 Direkte Ertragsermittlung

Alle im Folgenden beschriebenen Verfahren werden zur direkten Ertragsermittlung eingesetzt. Sie zeichnen sich durch die destruktive Entnahme von Holz zur Massenbestimmung aus. Dabei wird die Biomasse des Holzes mit einer Waage bestimmt. Für die Berechnung der absolut trockenen Biomasse muss zusätzlich der Trockenmassegehalt erhoben werden.

Die direkte Ertragsermittlung gilt als genaueste Methode zur Biomassebestimmung und findet deshalb bei der Überprüfung bereits etablierter Modelle Anwendung. Nachstehend werden fünf gebräuchliche Methoden der direkten Ertragsermittlung vorgestellt. Dabei handelt es sich um die Vollerntemethode, die Teilerntemethode, die Stockerntemethode, die Verhältnismethode und die Regressionsmethode. Alle Verfahren haben die Bestimmung des Trockenmassegehaltes einer spezifischen Holzprobe gemeinsam. Dafür wird eine frische Holzprobe bis zur Gewichtskonstanz bei 105 °C getrocknet und anschließend das Verhältnis zwischen Frisch- und Trockengewicht ermittelt. Da der Trockenmassegehalt von Weidenklonen je nach Alter, Standort und Klon schwankt (HYTÖNEN et al. 1987), ist es für eine exakte Ertragsermittlung unbedingt nötig, den spezifischen Trockenmassegehalt zu ermitteln und nicht eine allgemeine Rohdichte zu verwenden.

Die Unterschiede der fünf Verfahren liegen vor allem in der Art und Weise der Holzprobenzusammenstellung für die Trockengehaltanalyse und in der Wahl der Bezugsgröße, über die die Biomasse der Fläche ermittelt wird.

2.2.1.1 Vollerntemethode

Für die Vollerntemethode werden alle Austriebe auf der Fläche zum Zeitpunkt der jeweiligen Ertragsermittlung geerntet und frisch gewogen. Für die Ermittlung des Trockengehaltes sollte eine Probe aus mindestens sechs unterschiedlich dimensionierten Austrieben⁸ entnommen werden (HYTÖNEN et al. 1987). Die Bezugsgröße für die Bestimmung der Gesamtbiomasse

⁸ Als Austrieb wird ein aus der Knospe des Stecklings austreibender Langtrieb bezeichnet.

der Fläche ist die geerntete Frischmasse. Der Biomasseertrag auf der Fläche wird daher durch Multiplikation des Trockenmassegehaltes mit der frischen Erntemasse ermittelt.

Diese Methode wurde beispielsweise vom britischen Züchtungsprogramm IACR-long Ashton angewendet. Dabei wurden alle Pflanzen geerntet und frisch auf einem Erntefahrzeug gewogen. Der Trockengehalt wurde über eine Probe von drei bis zehn Stöcken bestimmt (LINDEGAARD et al. 2001).

Das Verfahren ist einerseits sehr genau, da alle Austriebe gewogen werden, in der praktischen Anwendung aber besonders arbeits- und zeitintensiv (RÖHLE et al. 2009).

2.2.1.2 Teilerntemethode

Die Teilerntemethode entspricht im Wesentlichen der Vollerntemethode. Die Bezugsgröße für die Trockenmassebestimmung ist hier jedoch nicht die Frischmasse der gesamten Fläche sondern nur die Frischmasse einzelner repräsentativer Stichprobenflächen. Nach LIEBHARD (2007) müssen diese zu beerntenden Flächen beidseitig von einer Doppelreihe oder bei einreihigem Pflanzverband von zwei Pflanzreihen gleicher Sorte umgeben sein. Dabei sollte die Flächengröße je nach Sorte und Pflanzverband zwischen 600 und 1400 m² groß sein. Die Gesamtbiomasse der KUP wird über das Verhältnis von Stichprobenfläche zu Gesamtfläche hergeleitet. Wesentlicher Vorteil im Vergleich zur Vollerntemethode ist, dass die KUP trotz Ertragsbestimmung nur geringfügig in ihrer Entwicklung gestört wird (RÖHLE et al. 2009).

2.2.1.3 Stockerntemethode

Bei diesem Verfahren werden ca. 7 % der auf einer Stichprobenfläche vorhandenen Stöcke zufällig ausgewählt, geerntet und stockweise in trockenem Zustand gewogen (HYTÖNEN et al. 1987). Für die Trockenmasseermittlung der KUP wird das durchschnittliche Trockengewicht pro Stock mit der Anzahl lebender Stöcke auf der Stichprobenfläche multipliziert und auf eine Flächeneinheit bezogen. Folgende Gleichung wird dafür angegeben (HYTÖNEN et al. 1987):

$$BM_{atro} = \left(\frac{\sum_1^n M}{n} \cdot D \cdot N \right) / A$$

| | |
|-------------|------------------------------------|
| BM_{atro} | Trockenmasse pro Flächeneinheit |
| M | Frischmasse der gemessenen Stöcke |
| n | Anzahl der gemessenen Stöcke |
| D | Trockenmassegehalt |
| N | Anzahl der lebenden Stöcke |
| A | Flächengröße der Stichprobenfläche |

Im Vergleich zur Voll- und Teilerntemethode ist der erforderliche Aufwand zur Ertragsbestimmung gering, da hier nur eine begrenzte Anzahl an Individuen geerntet werden muss (RÖHLE et al. 2009).

2.2.1.4 Verhältnismethode

Für diese Methode werden auf einer Stichprobenfläche Probebäume anhand des Durchmesserstratums ausgewählt und die Grundfläche sowie das Trockengewicht der Austriebe bestimmt (HYTÖNEN et al. 1987). Anhand dieser Messwerte wird ein Faktor ermittelt, der das Verhältnis von durchschnittlicher Masse pro Grundflächeneinheit wiedergibt. Durch Multiplikation des Faktors mit der Grundfläche der gesamten Stichprobenfläche kann die Trockenmasse der gesamten Stichprobenfläche ermittelt werden. Die Gesamtbiomasse des Bestandes wird schließlich über das Verhältnis von Stichprobenfläche zu Gesamtfläche hergeleitet. Im Vergleich zur Stockerntemethode reduziert sich die Entnahme von Probebäumen abermals. Zur Ermittlung der Biomasse werden dabei Parameter des einzelnen Austriebes herangezogen.

2.2.1.5 Regressionsmethode

Die Regressionsmethode ist die meist angewendete Methode, um den Biomasseertrag einer KUP zu ermitteln (HYTÖNEN et al. 1987). Hierbei werden funktionale Beziehungen zwischen Einzeltriebtrockengewichten und einer oder mehreren unabhängigen Variablen (meist Dimensionsgrößen) aufgestellt und sogenannte spezifische Biomassefunktionen entwickelt. Dabei können die zugrunde liegende Anzahl an Messwertpaaren (Einzeltriebtrockengewichte und Dimensionsgröße), der Aufbau der funktionalen Beziehungen und die Wahl der Dimensionsgrößen sehr unterschiedlich sein. Mithilfe der Biomassefunktionen kann schließlich für jeden beliebigen Austrieb entsprechend der nicht destruktiv gemessenen Dimensionsgröße die Biomasse bestimmt werden.

HYTÖNEN et al. (1987) verwendeten für die Aufstellung ihrer Biomassefunktionen 30 Austriebe, welche über das gesamte Durchmesserpektrum der Stichprobenfläche verteilt waren. Von den Probetrieben wurde die Trockenmasse, die Austriebhöhe (H) und der Durchmesser auf 10 cm Austriebhöhe (D_{10}) gemessen. Die Dimensionsgröße der

Biomassefunktion zur Schätzung des Einzeltriebtrockengewichtes setzt sich aus dem Produkt von D_{10} und H zusammen.

$$BM_{atro} = a \cdot (D_{10}^2 H)^b$$

Die Bestimmtheitsmaße für die Anpassung der Messwerte an diese Funktionen waren mit $R^2 = 0,99$ sehr hoch (HYTÖNEN et al. 1987).

VERWIJST (1990) stellte lineare Biomassefunktionen für *Salix-viminalis*-Klone auf der Basis von:

- 90 Austriebstrockengewichten und den zugehörigen
- D_{50} -Messwerten (Durchmesser auf 50 cm Höhe) [cm] und
- H_L -Messwerten (Länge der Austriebe) [cm] auf.

Mit diesen Dimensionsgrößen konnte ebenfalls ein sehr gutes Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,99$ erreicht werden. Die entsprechende Formel lautet:

$$BM_{atro} = a(D_{50}^2 H_L).$$

Die 90 Trockengewichte und die entsprechenden Dimensionsgrößen (D_{50} , H_L) zur Aufstellung der Biomassefunktion wurden von 30 zufällig auf der Fläche ausgewählten Stöcken entnommen. Zur Berechnung der Bestandesbiomasse wurden die Dimensionsgrößen (D_{50} , H_L) weiterer 229 zufällig ausgewählter Stöcke erhoben, in die Biomassefunktion eingesetzt und der sich ergebende Biomasseertrag mit der Gesamtstecklingsanzahl der KUP verrechnet und schließlich mit der Ausfallrate korrigiert. Die Stockmortalität wurde über die Anzahl an toten Stöcken der acht nächsten Nachbarn berechnet.

Sechs Jahre später stellte VERWIJST (1996) Biomassefunktionen ohne H_L auf. Als alleinige Dimensionsgröße wurde nun der Durchmesser auf 55 cm Höhe (D_{55}) in Form einer dreiparametrischen (a , b , c) nicht linearen Funktion verwendet.

$$BM_{atro} = a + b \cdot D_{55}^c$$

Für die Bestimmung der Parameter dieser Regressionsfunktion wurden 30 bis 90 Austriebe geerntet, deren Trockenmasse bestimmt sowie die dazugehörigen D_{55} -Werte gemessen. Die

Berechnung der Bestandesbiomasse erfolgte konform zum Vorgehen von VERWIJST (1990). Die erzielten Bestimmtheitsmaße betragen $R^2 = 0,95$ bis $0,99$.

1995 stellten TELNIUS und VERWIJST eine zweiparametrische Biomassefunktion mit der unabhängigen Variablen D_{55} vor.

$$BM_{atro} = a \cdot D_{55}^b$$

Zur Aufstellung der Biomassefunktion wurden zehn Austriebe zufällig auf der Fläche ausgewählt und deren Durchmesser auf 0,55 m Höhe (D_{55}) gemessen. Danach sind dieselben Austriebe geerntet (5 cm über dem Erdboden), getrocknet (bis zur Gewichtskonstanz) und gewogen worden. Die nicht destruktiven Messungen wurden an 50 zufällig ausgewählten Stöcken ausgeführt.

Die gleiche Methode benutzten auch NORDH und VERWIJST (2004), um Biomassefunktionen zu entwickeln. Neben D_{55} führten sie zusätzlich Messungen an den Durchmessern D_{85} und D_{105} aus. Hierbei stellten sie fest, dass das höchste Bestimmtheitsmaß unter Einbeziehung von D_{105} erzielt werden konnte:

$$BM_{atro} = a \cdot D_{105}^b$$

BERGKVIST und LEDIN (1998) verwendeten die Methode nach TELNIUS und VERWIJST (1995). Die Trockenmasse wurde jedoch nicht getrennt für jeden der zehn entnommenen Austriebe ermittelt, sondern über eine Mischprobe hergeleitet. Dafür wurde ein Faktor (Trockengehaltsfaktor) aus dem Verhältnis von Trocken- und Frischgewicht der Mischprobe ermittelt und mit jedem Frischgewicht der zehn Austriebe verrechnet. Mit dieser Methode verringert sich der Messaufwand bei ähnlich hohen Bestimmtheitsmaßen deutlich.

Auch mit dem forstlich üblichen Maß des BHD ($d_{1,3}$) werden sehr gute Bestimmtheitsmaße ($R^2 > 0,95$) erzielt (RÖHLE et al. 2006). Für die Herleitung dieser Biomassefunktionen ist die Beprobung von nur 15 Austrieben, welche das gesamte Durchmesserspektrum abdecken, ausreichend.

Andererseits zeigten VERWIJST und NORDH (1992), dass nicht alle Weidenklone für die übliche Biomassefunktion geeignet sind. Besonders strauchförmig wachsende Weiden (*Salix dasyclados*), welche durch ihre zahlreichen, horizontal orientierten, niedrigen Stammabschnitte gekennzeichnet sind, können nicht ausreichend über eine Stammdimension (z. B. D_{55}) beschrieben werden, zumal der Hauptstamm nur schwer zu identifizieren ist (Abbildung 2-4).

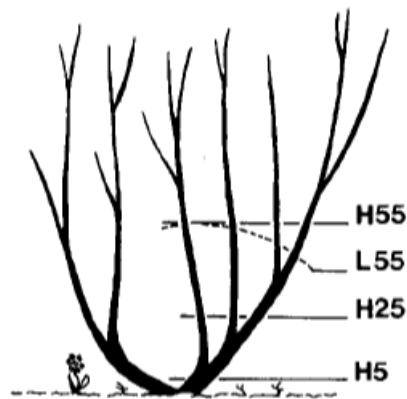


Abbildung 2-4: Verzweigungsstruktur eines *Salix-dasyclados*-Klons und die Ansatzhöhen zur Messung der Dimensionsgröße AH_{55} (aus VERWIJST und NORDH 1992).

Eine bessere Grundlage zur Schätzung der Stammbiomasse bildet dagegen die Summe der Querschnitte aller Verzweigungen einer Pflanze (Stock) auf einer Höhe von 55 cm über dem Erdboden, welche die Autoren mit AH_{55} abkürzen. Mit dieser Dimensionsgröße erzielten die Autoren in Form eines proportionalen Zusammenhangs ein Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,99$.

$$BM_{atro} = a \cdot AH_{55}$$

ZEITLHOFER et al. (2009) beobachteten östlich von Wien Baumweidenklone und neuere Weidenzüchtungen im Doppel- und Einreihenverband und entwickelten eine klonspezifische Biomassefunktion mit der Dimensionsgröße D_{10} in Form eines linearen Zusammenhangs. Zusätzlich multiplizierten sie jeden gemessenen Durchmesser mit einem Korrekturfaktor (C) nach SPRUGEL (1983), welcher die Verzerrung der logarithmierten Form ($\ln D_{10}$) korrigieren soll:

$$\ln BM_{atro} = a + b \cdot \ln D_{10} \cdot C.$$

In Tabelle 2-1 sind alle aufgeführten funktionalen Bezüge zur Aufstellung von Biomassefunktionen zusammengefasst und anhand der Entnahmen und verwendeten Dimensionsgrößen charakterisiert.

Tabelle 2-1: Zusammenstellung verschiedener Biomassefunktionen nach Autoren, Anzahl zu entnehmender Triebe und Dimensionsgrößen.

| Autor | Destruktive Entnahmen [N] | Dimensions- größe | Regressionsfunktion |
|------------------------------|---------------------------------|----------------------|--|
| HYTÖNEN et al. (1987) | 30 | H, D_{10} | $BM_{atro} = a \cdot (D_{10}^2 H)^b$ |
| VERWIJST (1990) | 90 | D_{50} , H_L | $BM_{atro} = a(D_{50}^2 H_L)$ |
| VERWIJST (1996) | 30-90 | D_{55} | $BM_{atro} = a + b \cdot D_{55}^c$ |
| TELENIUS und VERWIJST (1995) | 10 | D_{55} | $BM_{atro} = a \cdot D_{55}^b$ |
| NORDH, VERWIJST (2004) | 40 | D_{105} | $BM_{atro} = a \cdot D_{105}^b$ |
| RÖHLE et al. (2006) | 15 | BHD | $BM_{atro} = a \cdot BHD^b$ |
| VERWIJST und NORDH (1992) | 50 Stöcke | AH_{55} | $BM_{atro} = a \cdot AH_{55}$ |
| ZEITLHOFFER et al. (2009) | 12 | D_{10} | $\ln(BM_{atro}) = a + b \cdot \ln(D_{10}) \cdot C$ |

Für die Ermittlung der spezifischen Austriebstrockengewichte zur Aufstellung der Biomassefunktion sind in der Praxis zwei Verfahren üblich. Zum einen kann von jedem geernteten Austrieb das spezifische Trockengewicht über Trocknung und Wägung erhoben werden. Zum anderen ist es möglich, die bereits auf dem Feld gewogenen Frischgewichte mit einem spezifischen Trockengehaltsfaktor zu korrigieren, um das individuelle Trockengewicht zu ermitteln. Dabei ergibt sich der Faktor aus dem Verhältnis von Trocken- und Frischgewicht einer Holzprobe (Mischprobe), die anteilmäßig (Kronen- und Stammholz) aus den geernteten Austrieben entnommen wurde (BERGKVIST und LEDIN 1998).

Beide Verfahren sind praxisüblich, wobei die Trockengewichtsbestimmung über die Holzprobe weniger zeitaufwendig ist, da nicht alle geernteten Austriebe getrocknet werden müssen.

Allerdings ergeben sich durch die Probennahmen beider Verfahren auch Fehler. Beispielsweise werden zur Aufstellung von Biomassefunktionen ausschließlich lebende Austriebe geerntet. Eine durchschnittliche dreijährige KUP zeigt aber bereits an 85 % der Austriebe Absterbeerscheinungen, die vor allem durch intraspezifische Konkurrenz um Licht verursacht wurden (VERWIJST 1991). Beim Anwenden einer mit ausschließlich lebenden Austrieben erstellten Biomassefunktion entspricht das Gewicht der toten Austriebe dem der

lebenden. Da jedoch das Holz von toten Trieben wesentlich an Dichte verliert (VERWIJST 1991), wird folglich der Biomasseertrag der KUP systematisch überschätzt.

Ebenso können beim Erstellen einer Mischprobe Fehler auftreten. Typisch ist aufgrund der unterschiedlichen Wassergehalte der Pflanzenkompartimente die nicht proportionale Probennahme von Stamm- und Kronenholz (Äste und Feinreisig) bzw. toten und lebenden Pflanzenteilen.

2.2.1.6 Gegenüberstellung der verschiedenen Verfahren zur direkten Ertragsermittlung

HYTÖNEN et al. (1987) stellten die Ergebnisse vier verschiedener Verfahren der Ertragsermittlung (Vollernte-, Verhältnis-, Stockernte- und Regressionsmethode) gegenüber. Dabei wurde die Genauigkeit der Methoden mit den Ergebnissen der Vollerntemethode verglichen. Die Gegenüberstellung ergab, dass die Verhältnismethode auf Basis der Grundfläche den Biomasseertrag um ca. 18 bis 22 % überschätzt. Bessere Ergebnisse mit -2,7 bis 7,8 % konnten mit dieser Methode erzielt werden, wenn anstelle der Grundfläche das Produkt aus quadriertem Durchmesser (D_{10}^2) und Höhe (H) benutzt wurde.

Die Stockerntemethode über- oder unterschätzte den Biomasseertrag zwischen 6 und 9 %. Ähnliche Ergebnisse wurden mit der Regressionsmethode erzielt (-8 bis 4 %). In Abbildung 2-5 sind die Ergebnisse der Verfahren grafisch gegenübergestellt.

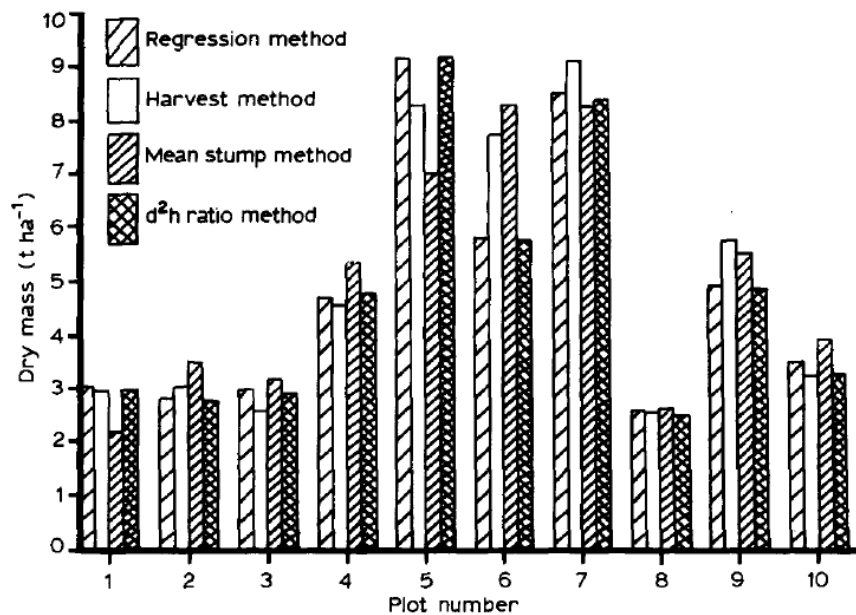


Abbildung 2-5: Oberirdische Gesamtwuchsleistung an Biomasse (atro) der untersuchten Weidenbestände, geschätzt durch vier unterschiedliche Verfahren (Regressionsmethode, Vollerntemethode, Stockerntemethode, Verhältnismethode), nach HYTÖNEN et al. (1987).

Obwohl mit den einzelnen Verfahren abweichende Biomasseerträge ermittelt wurden, finden alle Methoden für die Biomassebestimmung praktische Anwendung (HYTÖNEN et al. 1987). Die aufwendigste, aber genaueste Methode ist dabei die Vollerntemethode.

Ähnliche Ergebnisse wurden auch von NORDH und VERWIJST (2004) in kommerziellen KUP erzielt. In ihren Untersuchungen verglichen sie Biomasseerträge, welche mithilfe der Vollernte- und der Regressionsmethode ermittelt worden sind. Dabei stellten sie fest, dass die mit der Regressionsmethode ermittelten Erträge die realen Ergebnisse leicht überschätzten. Die Ursache für die tendenzielle Überschätzung sehen die Autoren in methodischen Fehlern bei der Probennahme, die in den folgenden beiden Punkten kurz erläutert werden:

- Zur Aufstellung der Biomassefunktionen werden die Biomasse und die entsprechende Dimensionsgröße nur von lebenden Pflanzen erhoben, bei Anwendung der Biomassefunktion werden aber sowohl lebende als auch tote bzw. zum Teil abgestorbene Individuen in die Berechnung einbezogen.
- Um das Trockengewicht des geernteten frischen Holzes der Vollerntemethode zu ermitteln, muss der Trockengehalt des Holzes über eine Holzprobe bestimmt werden (vgl. 2.2.1.1). Für die Erstellung der Probe werden lebende Pflanzen unterschiedlichster Dimensionen verwendet (HYTÖNEN et al. 1987). Da in einer KUP auch tote Pflanzen bzw. Pflanzenteile vorhanden sind, führt die Verrechnung mit dem

Trockengehalt, welches ausschließlich aus lebenden Pflanzen hergeleitet wurde, zu einer Unterschätzung der Holzmasse.

Trotz der Abweichungen wird die Regressionsmethode zur Ertragsermittlung empfohlen, da sie weniger zeit- und arbeitsintensiv ist (NORDH und VERWIJST 2004).

NIEMANN (2008) verglich in seiner Arbeit tatsächlich ermittelte und über die Regressionsmethode geschätzte Biomassewerte ganzer Stöcke von Pappelklonen. Dabei stellte er Abweichungen zwischen -12 und 13 % und im Mittel 2 % fest.

Ähnliche Vergleiche an KUP aus Pappel wurden auch von HOCHBICHLER et al. (2001) zum 16. Österreichischen Biomasse-Tag vorgestellt. Sie verglichen die über die Regressionsmethode und Vollerntemethode ermittelten Biomasseerträge unterschiedlicher Klone. Dabei stellten sie nur eine geringe Über- bzw. Unterschätzung der regressionsanalytisch ermittelten Erträge im Vergleich zur Vollerntemethode fest (Abbildung 2-6, orange und blaue Balken).

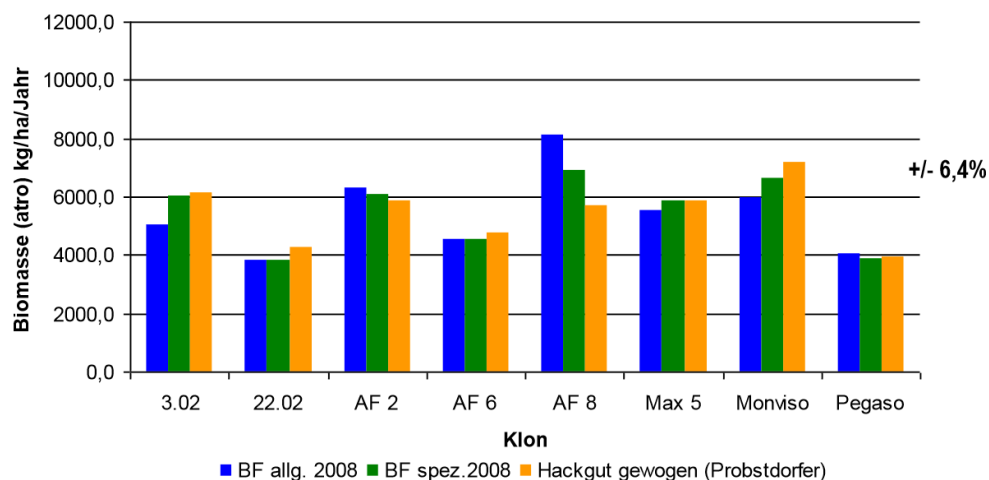


Abbildung 2-6: Gegenüberstellung der durchschnittlichen Biomasseerträge, ermittelt über spezifische Biomassefunktionen, klonübergreifende Biomassefunktionen und die Vollernte, aus HOCHBICHLER et al. 2001.

2.2.1.7 Generalisierung von Biomassefunktionen

Wie bereits deutlich wurde, ist die Biomasseermittlung über die Regressionsmethode aus praxisrelevanten Gründen zu empfehlen. Die hohe Genauigkeit dieser Schätzung resultiert dabei aus der Aufstellung von klon-, alters- und flächenspezifischen Funktionen. Würde also eine spezifische Biomassefunktion einer zweijährigen KUP auf das Folgejahr (dreijährige

KUP, gleicher Klon und Standort) übertragen, ist die Genauigkeit der Schätzung infrage zu stellen. Doch wie hoch ist diese Verzerrung?

Die Untersuchungen von TELENUS und VERWIJST (1995), HOCHBICHLER et al. (2001), HEINSOO et al. (2002) und AREVALO et al. (2007) beschäftigten sich u. a. mit der Frage, ob evtl. schon vorhandene Biomassefunktionen die zeitaufwendige Entwicklung von fortwährend neuen, standortgebundenen Biomassefunktionen ersetzen können.

Beispielsweise könnte die Etablierung einer Gleichungsbibliothek auf der Basis von klon- und altersspezifischen Biomassefunktionen ohne Standortbezug empfohlen werden (TELENUS und VERWIJST 1995). TELENUS und VERWIJST (1995) stützen diesen Vorschlag auf Vergleiche von insgesamt 124 Biomasseerträgen kommerzieller schwedischer KUP aus Weide, welche über spezifische und generalisierte Funktionen ermittelt wurden. Dabei zeigten sie, dass eine Generalisierung der Biomassefunktionen auf der Ebene von Klon und Alter zu einer Abweichung von < 10 % führt. Ähnliche Versuche wurden auf zwei unterschiedlichen Flächen in den Vereinigten Staaten von Amerika angelegt (AREVALO et al. 2007). Dabei wurden über einen Zeitraum von vier Jahren Biomasseerträge, welche über spezifische (klon-, alters- und flächenspezifisch) und generalisierte (Klon) Biomassefunktionen ermittelt wurden, mit entsprechenden Validierungsdaten verglichen. Zusätzlich wurden unterschiedliche Methoden der Parameterbestimmung verwendet (nicht linear, linear (logarithmierte Form der nicht linearen Parameter, linear gewichtet durch Hinzufügen einer weiteren Konstante), siehe Tabelle 2-2).

Die Ergebnisse zeigen, dass die durchschnittliche Verzerrung (Bias) der so geschätzten Biomasseerträge mit zunehmendem Generalisierungsgrad steigt (von 0,4 bis -143,4), wobei gleichzeitig Unterschiede zwischen den Regressionstypen auftreten. Tabelle 2-2 gibt die Spannweiten der Verzerrungen getrennt nach Generalisierungsgrad und Regressionstyp wieder und zeigt gleichzeitig, dass der in der Praxis weitverbreitete nicht lineare Regressionstyp die stärksten Verzerrungen aufweist.

Tabelle 2-2: Spannweiten der Verzerrungen, getrennt nach Regressionstyp und Generalisierungsgrad (Standort-Alter-Klon, Alter-Klon, Klon).

| Regressionstyp | Funktion | Spanne der Verzerrung (Bias) [%] | | |
|---|--|----------------------------------|----------------|------------------|
| | | Standort-Alter-Klon | Alter-Klon | Klon |
| nicht linear | $BM_{atro} = a \cdot D_{30}^b$ | 0,4 bis -35,6 | 10,7 bis -24,7 | -31,9 bis -143,4 |
| doppelt logarithmisch | $\ln(BM_{atro}) = \ln(a) + b \ln(D_{30})$ | -0,6 bis -4 | -0,9 bis -9,5 | -7 bis -9,5 |
| doppelt logarithmisch mit Wichtungsfaktor | $\ln(BM_{atro}) = \frac{1}{\sigma^2} \ln(a) + b \ln(D_{30})$ | 12,2 bis -23,6 | 7,5 bis -8 | -4,8 bis -21,3 |

Anhand der Ergebnisse ist eine Generalisierung von allometrischen Modellen auf der Ebene von Alter und Klon durchaus zu vertreten, da die erzielte Genauigkeit der Schätzungen für die meisten wissenschaftlichen Untersuchungen und auch für das Management von großen Plantagen ausreicht (AREVALO et al. 2007). Gleichzeitig sollte jedoch beachtet werden, dass Verletzungen am Stamm durch Krankheiten, Frost oder Verbiss die Form und die Entwicklung bestimmter Pflanzenteile verändert, was wiederum für spezifische Biomassefunktionen spricht (AREVALO et al. 2007).

Aber auch klon- und artübergreifende Generalisierungen werden empfohlen (THAHAVANIEN 1996). Die Ergebnisse einer gleichaltrigen Pappelplantage zeigen, dass der so ermittelte Biomasseertrag nur ca. +/- 6,4 % von den klonweise sortierten Ergebnissen (vgl. Abbildung 2-6) der Vollerntemethode abweicht (HOCHBICHLER et al. 2001).

Die Ergebnisse belegen den Genauigkeitsverlust durch die Generalisierung von Biomassefunktionen. Dennoch werden Verzerrungen von ca. 10 % akzeptiert, wenn gleichzeitig eine schnellere Ertragsschätzung möglich ist. Zudem werden die Abweichungen durch folgende Einflüsse kompensiert:

- Die spezifischen Schätzungen beziehen sich meistens auf den Austrieb ohne Erdstammstück (5 cm über dem Boden), während landwirtschaftliche Maschinen die Austriebe bei ca. 10 bis 20 cm über dem Boden ernten, was einem Verlust von ca. 20 % der Biomasse entspricht (VERWIJST und NORDH 1992, DANFORS 1993).
- Kommerzielle KUP sind sehr groß, weshalb es schwierig ist, eine repräsentative Stichprobenfläche auszuwählen.
- Bei der Entwicklung und Anwendung der Biomassefunktionen wird meist nur lebendes Material verwendet. Abgestorbene Pflanzenteile nehmen aber eine nicht zu vernachlässigende Biomasse von bis zu 10 % ein (TELENIUS und VERWIJST 1995).

2.2.2 Indirekte Verfahren der Ertragsermittlung über Modelle

PETZOLD (2011) definiert mathematische Modelle als Wissensspeicher, in denen bereits vorhandene Erkenntnisse gebündelt sind. Diese Erkenntnisse beruhen auf Relationen zwischen einzelnen Elementen eines Systems, die je nach Modelltyp dynamisch oder statisch, deterministisch oder stochastisch, diskret oder kontinuierlich und empirisch oder mechanistisch sein können. Das Ziel der Modellbildung ist es, anhand der Relationen Antworten auf bzw. Informationen für bestimmte Fragestellungen zu erhalten oder

Wissenslücken aufzudecken. Dabei werden die Ergebnisse der Modellierung nicht unbedingt unmittelbar benutzt, sondern dienen häufig dazu, Entscheidungen abzuwägen, Alternativen zu bewerten oder die Sensitivität eines Systems auf Störungen zu beurteilen. Modelle, welche in der freien Wirtschaft Verwendung finden, informieren häufig über den gegenwärtigen Zustand einer Ressource (LANDSBERG 2003), wobei die Genauigkeit der Schätzung eine sehr große Rolle spielt (BATTAGLIA und SANDS 1998, SANDS et al. 2000).

In Abbildung 2-7 ist das Schema der Modellbildung für die in dieser Arbeit aufgeworfene Frage „Wie hoch ist der Biomasseertrag einer bestehenden KUP?“ dargestellt. Um die Frage beantworten zu können, wurden verschiedene Eigenschaften (BM_{atro} , hg, dg, Alter, Art, Klon, ...) des Systems „Kurzumtriebsplantage“ quantifiziert und die Relationen zwischen diesen untersucht. Um die benötigte Information zu erhalten, wurden signifikante Beziehungen zwischen den Eigenschaften herausgefiltert und für die Modellbildung eingesetzt.

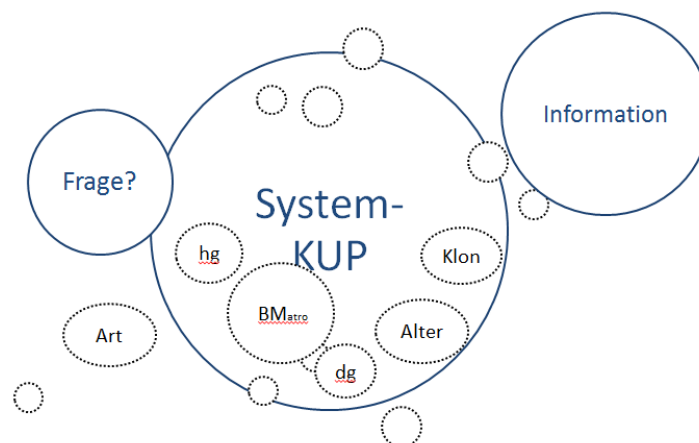


Abbildung 2-7: Modellbildung.

Im Gegensatz zu mechanistisch-analytischen Modellen basieren empirische Modelle auf Erfahrungen oder Beobachtungen. Im Fokus stehen dabei die Beziehungen von Eingangs- und Ausgangsgrößen und nicht die zugrunde liegenden Mechanismen für die Ausprägung der Ausgangsgröße (PETZOLD 2011). Die statistischen Methoden zur Konstruktion empirischer Modelle sind dabei vor allem die Regressionsverfahren.

Mechanistische Modelle analysieren und beschreiben die inneren Zusammenhänge des untersuchten Systems. Hier werden Einflüsse systeminterner Zustandsvariablen (z. B. Photosynthese, Kohlenhydratallokation, Wasser-Status) auf die Ausgangsgrößen berücksichtigt. Damit lösen sich mechanistische Modelle vom Standortrahmen und haben prinzipiell eine größere Flexibilität, Allgemeingültigkeit und Vorhersagekraft (LANDSBERG

2003). Allerdings werden häufig beide Modelltypen miteinander verknüpft und es entstehen sogenannte Hybridmodelle (PENG 2000), wobei physiologische Vorgänge mit empirischen Elementen verbunden werden (SCHRÖDER 2003).

In der Literatur gibt es zahlreiche Beispiele für empirisch, mechanistisch oder intermediär (hybrid) aufgestellte Modelle zur Biomasseermittlung von KUP aus Weiden.

Während für Waldbestände verschiedene Bezugsebenen der Modellierung vorliegen (Bestand, Kohorten des Bestandes, das Individuum, Kompartimente des Einzelbaumes (Krone, Blatt, Zelle)), wird für Plantagen die Modellierung auf Bestandesebene empfohlen (PENG 2000). Die einzelnen Elemente des Systems werden dann durch Eigenschaften (Bestandesdaten) wie Durchmesser, Grundfläche und deren Verteilungen beschrieben (PENG 2000).

Dennoch gibt es auch für KUP zahlreiche mechanistische Modelle, die vor allem physiologische Prozesse auf der Ebene des Einzelbaumes oder einzelner Pflanzenkompartimente abbilden. In den nächsten Abschnitten werden sowohl einige bereits veröffentlichte empirische und mechanistische Modelle kurz vorgestellt.

2.2.2.1 Ertragsschätzung über standortgebundene empirische Modelle

Standortgebundene empirische Ertragsmodelle

Die Ertragsleistung eines Standortes hängt entscheidend von den gegebenen Standortverhältnissen ab. Beispielsweise zeigten LINDROTH und BÅTH (1999), wie das zur Verfügung stehende Wasser einer KUP aus Weide das Ertragspotenzial limitieren kann. Sie stellten heraus, dass eine Pflanze umso mehr Biomasse akkumuliert, je mehr Wasser sie zur Verfügung hat. Dieser, aber auch andere Zusammenhänge zwischen potenzieller Ertragsleistung (Output) und Standortvariable (Input) lassen sich quantifizieren und in Form von empirischen Modellen zusammenfassen.

Häufig wird die Beurteilung der Ertragsleistung eines Standortes jedoch nicht direkt über den Biomasseertrag, sondern über andere Ertragsgrößen vorgenommen. Beispiele dafür sind:

- Bestandesoberhöhe (h_0), MURACH et al. (2009), *Boundary-Line-Methode*,
- Bestandesoberhöhe (h_0), ALI (2009), *Standort-Leistungsschätzer*,

- Durchmesser (D_{100}), EVANS et al.(2007), *Short Rotation Coppice Predictive Yield Model* oder
- Referenzerträge anderer Ackerbaukulturen (CER_i), MOLA-YUDEGO und ARONSSON (2008), *Empirisches Modell für kommerzielle KUP aus Weiden in Schweden*.

Im Folgenden werden zunächst einfache empirische Leistungstafeln vorgestellt, welche aufgrund von Erfahrungsdaten Richtwerte (Biomasseerträge) für bestimmte Standorte, Klone und Pflanzverbände vorgeben. Anschließend werden verschiedene standortgebundene Leistungsschätzer erläutert.

- Empirische Leistungstafeln

Stehen Landwirte vor der Entscheidung einer Kulturneuanlage, so orientieren sie sich häufig an dem Erfahrungsschatz ansässiger Agrarbetriebe oder an den Anbauempfehlungen von Länderinstitutionen. Diese Empfehlungen basieren meist auf Langzeituntersuchungen, welche in Form von Leistungstafeln zusammengefasst sind. Dabei geben die Leistungstafeln das Ertragspotenzial verschiedener Standorte unter Berücksichtigung der angewendeten Praxis oder in Bezug auf Produktions- oder Landschaftsräume wieder.

Beispielsweise veröffentlichte BOELCKE (2006) Leistungstafeln für Weidenklone in Mecklenburg-Vorpommern (siehe Tabelle 2-3). Dabei wird auf den Boden (Braunerde), das Klima (maritim beeinflusstes Binnenklima), die Stecklingsanzahl ($13.333 \text{ N} \cdot \text{ha}^{-1}$), die Rotationszeit (3 bzw. 6 Jahre), den Pflanzverband ($1,50 \text{ m} \cdot 0,5 \text{ m}$) und die Flächenbehandlung (keine Düngung oder Pflege) verwiesen.

Tabelle 2-3: Holztrockenmasseleistung der KUP in Gülzow in Abhängigkeit von der Baumart und der Umtriebszeit (Mittel der jeweils 5 besten Sorten 1993-2004, verändert nach BOELCKE (2006).

| Rotation | dGZ [$t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$] bei Umtriebszeit [a] | |
|----------|---|------|
| | 3 | 6 |
| 1 | 7,7 | 7,3 |
| 2 | 9,4 | 10,5 |
| 3 | 10 | x |
| 4 | 13,2 | x |

Ähnliche Leistungstafeln sind u. a. in HOFFMANN (1995), BUNGART et al. (2004), SCHOLZ et al. (2004), WOLF und BÖHNISCH (2004), HOFFMANN (2005), GUERICKE (2006), WERNER et al. (2006) und RÖHLE et al. (2008) veröffentlicht worden.

HOCHBICHLER (2007) stellte Leistungstafeln auf der Grundlage von Klimagebieten vor (Tabelle 2-4). Dabei werden die Ertragsleistungen in die Kategorien Grenzertragsböden, semiaride/kühle Lagen und semihumide/günstige Lagen eingeordnet. Die darin angegebenen Erträge sind repräsentativ für einen Großteil der landwirtschaftlich bewirtschafteten Flächen in Österreich (LIEBHARD 2007).

Tabelle 2-4: Ertragsschätzung für die Hackgutproduktion bei Pappel und Weide im Kurzumtrieb für sechs Umtriebe in drei verschiedenen Produktionsgebieten Österreichs, aus HOCHBICHLER (2007).

| Umtrieb | Standort-Produktionsraum | | |
|---------|--|--|--|
| | auf Grenzertragsböden | für semiaride oder kühle Lagen | für semihumide oder günstige Lagen |
| | ca. Ertrag | ca. Ertrag | ca. Ertrag |
| | $[t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}]$ | $[t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}]$ | $[t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}]$ |
| 1. | 8,0 | 11,0 | 14,0 |
| 2. | 8,0 | 11,0 | 14,0 |
| 3. | 8,0 | 11,0 | 14,0 |
| 4. | 7,2 | 9,9 | 12,6 |
| 5. | 6,4 | 8,8 | 11,2 |
| 6. | 6,0 | 8,25 | 10,5 |
| ø | 7,3 | 10,0 | 12,7 |

FRIEDRICH (1999) stellte Leistungstafeln aus empirisch ermittelten Wuchsleistungen ausgewählter Pappelklone auf der Basis der Untersuchungen von vier verschiedenen Modellflächen vor. Damit kann der Ertrag auf der Basis von Höhen- und Durchmesserwerten verglichen werden. Die Kategorisierung erfolgt auf der Basis von Klon und Alter in unterschiedlichen Rotationen bei vierjähriger Umtriebszeit (Tabelle 2-5).

Tabelle 2-5: Empirische Leistungstafel für den Pappelklon Hybride 275, bei vierjährigem Umtrieb für den Standort Canstein, Verband 2 x 0,6 (8.333 St./ha), verändert nach FIEDLER (1999) in HOFFMANN (1999).

| Alter | Höhe | BHD | Anz. | Höhe | BHD | LZ | Vorrat | dGZ-U | GWL | dGZ |
|-------|------|------|------|------|------|---------------------------------------|---------------------------------------|---|---------------------------------------|---|
| | | | NT | NT | NT | | | | | |
| S/W | [cm] | [mm] | [N] | [cm] | [mm] | [t _{atro} ha ⁻¹] | [t _{atro} ha ⁻¹] | [t _{atro} ·ha ⁻¹ ·a ⁻¹] | [t _{atro} ha ⁻¹] | [t _{atro} ·ha ⁻¹ ·a ⁻¹] |
| 1 | 60 | 0 | 0,0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1/2 | 185 | 10 | 1,0 | 110 | 0 | 0,7 | 0,7 | 0,7 | 0,7 | 0,3 |
| 2/3 | 255 | 26 | 1,8 | 240 | 17 | 9,3 | 9,9 | 5 | 9,9 | 3,3 |
| 3/4 | 510 | 36 | 1,7 | 305 | 23 | 10 | 19,9 | 6,6 | 19,9 | 5 |
| 4/5 | 655 | 48 | 1,5 | 395 | 31 | 17 | 36,9 | 9,2 | 36,9 | 7,4 |
| 1/6 | 250 | 12 | 4,0 | 150 | 6 | 1,9 | 1,9 | 1,9 | 38,7 | 6,5 |
| 2/7 | 500 | 30 | 4,3 | 300 | 17 | 15,9 | 17,8 | 8,9 | 54,7 | 7,8 |
| 3/8 | 680 | 42 | 4,3 | 410 | 23 | 18,9 | 36,7 | 12,2 | 73,5 | 9,2 |
| 4/9 | 810 | 50 | 2,4 | 485 | 27 | 4,7 | 41,4 | 10,4 | 78,3 | 8,7 |
| 1/10 | 285 | 13 | 7,2 | 170 | 8 | 4,1 | 4,1 | 4,1 | 82,4 | 8,2 |

S/W = Spross/Wurzel, NT = Mittlerer Nebetrieb je Stock, LZ = Laufender Trockenmasse-Zuwachs, GWL = Gesamtwuchsleistung, dGZ-U = Durchschnittlicher Gesamtwuchs während einer Umtriebszeit

Neben den standortbasierten Leistungstafeln, die nur deterministisch (für bestimmte Klimaräume, Pflanzverbände, Klone) verwendet werden können, sind sogenannte Standort-Leistungsschätzer sehr individuell einsetzbar. Beispielsweise können unterschiedliche Kombinationen von Klon, Alter, Stecklingsdichte, usw. berücksichtigt werden.

Im Folgenden werden vier verschiedene Standort-Leistungsschätzer vorgestellt.

- Die Boundary-Line-Methode nach MURACH (2009)

Die Boundary-Line-Methode stellt den Einfluss eines Umweltfaktors auf eine empirisch erhobene Ertragsgröße dar. Dabei wird weniger die vertikale Streuung der Ertragsgröße über den Umweltfaktor als vielmehr der horizontale Verlauf der Maximalwerte betrachtet, welcher „den Einfluss des betrachteten Umweltfaktors auf die Pflanzenkenngröße kenntlich“ macht (MURACH et al. 2009).

Für die Herleitung der Boundary-Line für Weiden-KUP wurde das vorherrschende Transpirationswasserangebot⁹ (TWA) den erreichten Bestandesoberhöhen verschiedenster KUP gegenübergestellt und ein linearer Ausgleich über den jeweils erreichten Maximalwerten durchgeführt (siehe Abbildung 2-8, links, MURACH et al. 2009).

⁹ Wasser, das für die potenzielle Transpiration zur Verfügung steht.

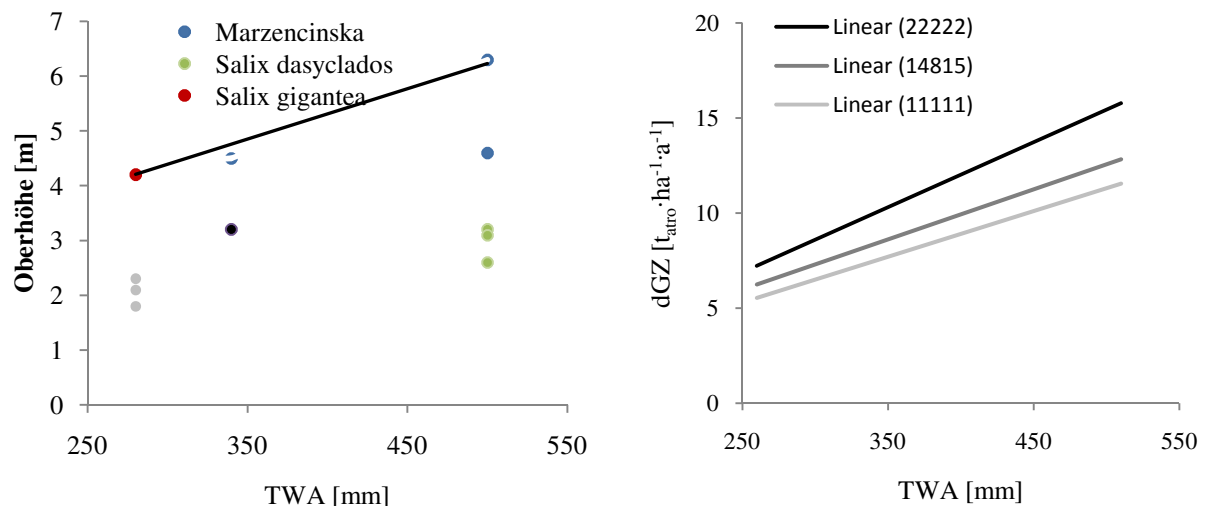


Abbildung 2-8: Boundary-Line für den Einfluss des TWA auf die Oberhöhe verschiedener Weidenklone im Alter 4/3 (vierjährige Wurzel, dreijähriger Austrieb), (links) und potenzielle Massenerträge in Abhängigkeit vom TWA und der Stecklingsdichte (rechts), verändert nach MURACH et al. (2009).

Mit dem funktionalen Bezug (linearer Ausgleich, links) können in Abhängigkeit des TWA die maximalen Oberhöhen des Standortes bei optimaler Pflege und Nährstoffversorgung abgeleitet werden. Der Biomasseertrag ergibt sich schließlich in Abhängigkeit von der geschätzten Oberhöhe und vom gewählten Pflanzverband (MURACH et al. 2008). In Abbildung 2-8 (rechts) ist dazu der durchschnittliche Gesamtwuchs über dem TWA in Abhängigkeit von drei verschiedenen Bestockungsdichten (Anzahl der Stöcke pro Hektar) (22.222, 14.815, 11.111) dargestellt.

- Standort-Leistungsschätzer nach ALI (2009)

Für die Entwicklung des „Standort-Leistungsschätzers“ wurden Standortdaten zahlreicher in Sachsen beprobter Pappelversuchsfelder herangezogen (ALI 2009). Der Einfluss von Temperatur- und Niederschlagswerten, Ackerwertzahl und nutzbarer Feldkapazität im effektiven Wurzelraum auf Biomasseertrag [$t_{atro} \cdot ha^{-1}$] und Oberhöhe [h_o] und die Überprüfung der Wirkung der Bestockungsdichte (Anzahl der Steckhölzer pro Hektar) auf die Biomasseleistung standen im Vordergrund der Betrachtung. Das Spektrum der erhobenen Standort- und Klimavariablen (Witterungsvariablen), die in das Standort-Leistungsmodell integriert wurden, sind in Tabelle 2-6 aufgeführt.

Tabelle 2-6: Minimale und maximale Werte von Standort- und Klimavariablen aller untersuchten KUP, aus ALI (2009).

| Klima- bzw. Standortvariable | Formelbezug | Min. | Max. |
|--|-------------------------|------|------|
| Niederschlagssumme der Monate Mai-Juni [mm] | $N_{\text{Mai-Juni}}$ | 90 | 200 |
| Ackerwertzahl | AZ | 25 | 70 |
| Durchschnittstemperatur der Monate April-Juli [°C] | $T_{\text{April-Juli}}$ | 10 | 15 |
| Nutzbare Feldkapazität (im effektiven Wurzelraum von 0,7 m-1 m) [mm] | nFK | 100 | 200 |

Die Untersuchungen zeigten, dass eine direkte Schätzung des Biomasseertrags über die Standortvariablen nicht möglich ist. Deshalb wählte ALI (2009) für die Entwicklung des Standort-Leistungsschätzers, genau wie MURACH et al. (2009), einen zweistufigen Ansatz. Dabei wurde in einem ersten Schritt mithilfe einer multiplen Regression die klon spezifische Oberhöhe in Abhängigkeit vom Alter und den in Tabelle 2-6 aufgeführten Variablen geschätzt.

$$h_o = a_1 \cdot \text{Alter} + a_2 \cdot N_{\text{Mai-Juni}} \cdot AZ + a_3 \cdot \frac{T_{\text{April-Juli}}}{nFK}$$

Die Funktionskoeffizienten a_1 , a_2 und a_3 haben je nach Pappelhybrid unterschiedliche Werte. Sie sind in Tabelle 2-7 aufgeführt.

Tabelle 2-7: Koeffizienten der Funktion zur Berechnung der Oberhöhe für verschiedene Pappelhybride, aus ALI (2009).

| Klon | Alter | a_1 | a_2 | a_3 | R^2 |
|--------------|-------|-------|--------|---------|-------|
| Max | 2-9 | 1,569 | 0,0004 | -23,198 | 0,99 |
| Androscoggin | 2-7 | 1,402 | 0,0005 | -27,022 | 0,98 |
| Matrix | 2-9 | 1,629 | 0,0005 | -36,409 | 0,99 |
| Münden | 2-7 | 1,374 | 0,0006 | -29,399 | 0,97 |

Die hohen Bestimmtheitsmaße (R^2) der klon spezifischen Funktionen geben Aufschluss über die Güte der Schätzung. Sie zeigen, dass mehr als 97 % der Variation der Oberhöhe durch die Standortvariablen und das Alter geschätzt werden können.

Wie MURACH et al. (2009) stellte auch ALI (2009) fest, dass die Biomasseleistung einer KUP auf gegebenem Standort in direktem Zusammenhang mit der erreichten Oberhöhe und der Stecklingsdichte steht. Daher wurden Biomassefunktionen in Abhängigkeit von Oberhöhe und Stecklingsdichte entwickelt. Die Koeffizientenwerte a_4 und a_5 repräsentieren unterschiedliche Ausgangsdichten (siehe Tabelle 2-8).

Tabelle 2-8: Bestandesbiomassefunktion in Abhängigkeit der Bestandesoberhöhe (links) und stecklingsdichteabhängige Koeffizientenwerte (a_4 , a_5) der Klongruppe Max (rechts), aus ALI (2009).

| | $N \cdot ha^{-1}$ | | | $BM_{atro} = a_4 \cdot h_o^{a_5}$ |
|-------|-------------------|-------|--------|-----------------------------------|
| | 2.850 | 7.400 | 13.000 | |
| a_4 | 0,091 | 0,149 | 0,168 | |
| a_5 | 2,489 | 2,428 | 2,536 | |

Dieser Standort-Leistungsschätzer existiert momentan nur für ausgewählte Pappelhybride und Stecklingsdichten. Gegenwärtig bildet dieses Modell die Grundlage für Biomassepotenzialanalysen im Bereich Mittelsachsen und Südbrandenburg (Verbundprojekt AgroForNet). Ein ähnliches standortbezogenes Leistungsmodell für Pappel und Weide wurde von AMTHAUER (2014) im Rahmen des Modellvorhabens ProLoc entwickelt, welches jedoch nur für Umtriebszeiten bis drei Jahre angewendet werden kann.

- Short Rotation Coppice Predictive Yield Model nach EVANS et al. (2007)

EVANS et al. (2007) entwickelten ein standortgebundenes Modell für Großbritannien und Nordirland (UK). Die Leistungsfähigkeit des Standortes wird dabei nicht, wie bei den anderen beiden Modellen, in Form der Oberhöhe, sondern in Form des Durchmessers auf 100 cm über dem Boden (D_{100}) ausgedrückt. Für die Modellierung der Leistungsfähigkeit von Weidenklonen (ausgedrückt durch D_{100}) benutzten EVANS et al. (2007) genau wie ALI (2009) klonabhängige Funktionen, in welche eine Reihe von Standortvariablen sowie das Alter der Austriebe einfließen. Folgende Standortvariablen wurden integriert:

- Niederschlag in der Vegetationsperiode (März bis Oktober),
- jährlicher Niederschlag,
- Wachstumstage in der Vegetationsperiode,
- Boden-pH-Wert und
- Boden-Textur (Sand, Lehm, Schluff).

Wie bereits aus dem vorangegangenen Abschnitt zu Biomassefunktionen bekannt, besteht ein enger Zusammenhang zwischen dem Durchmesser und der Biomasse eines Austriebs. Daher entwickelten EVANS et al. (2007) klon- und altersspezifische Biomassefunktionen mit der unabhängigen Variablen D_{100} .

In der Abbildung 2-9 (links) ist der Zusammenhang zwischen D_{100} [mm] und dem Trockengewicht [g] der Austriebe für unterschiedliche Weidenklone zu erkennen.

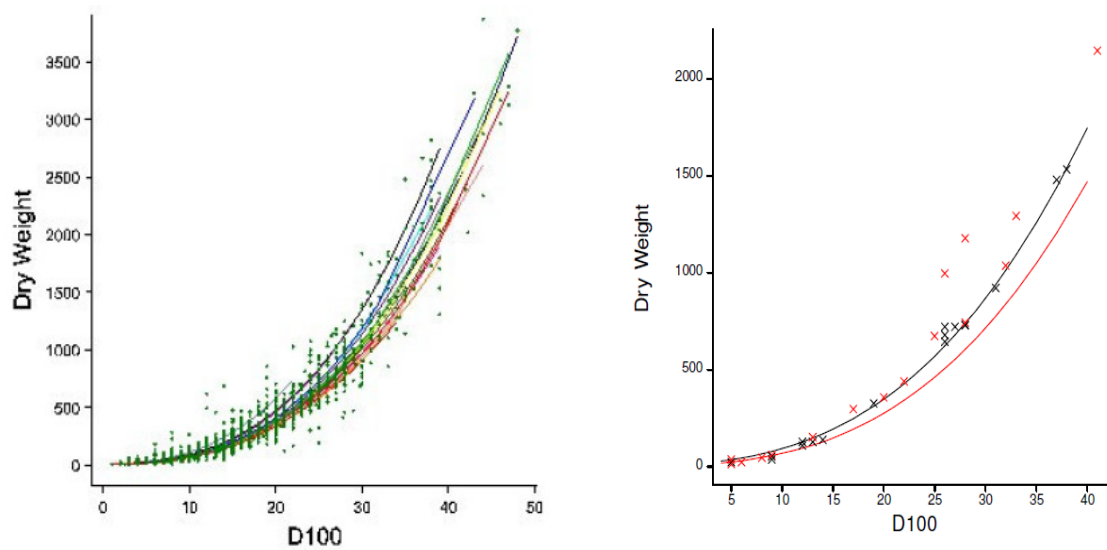


Abbildung 2-9: Klon spezifische Biomassefunktionen für Weiden von insgesamt 49 unterschiedlichen Standorten (links) und Gegenüberstellung von Biomassefunktionen der Klone Ghoy (schwarz) und Trichobel (rot) und korrespondierenden Messwertpaaren eines Validierungsdatensatzes (rechts), aus EVANS et al. (2007).

Die aus den Standortdaten geschätzten Werte für D_{100} können so je nach Klon und Alter in die entsprechenden Biomassefunktionen eingesetzt werden, um das Trockengewicht des durchschnittlichen Austriebs zu ermitteln. In der rechten Abbildung wurden die Biomassefunktionen der Klone Ghoy (schwarz) und Trichobel (rot) Messwertpaaren eines Validierungsdatensatzes gegenübergestellt. Für den Klon Ghoy ist eine gute Anpassung zu erkennen.

Um den Biomasseertrag auf der Fläche zu schätzen, wurden neben dem geschätzten D_{100} in einem weiteren Schritt die durchschnittliche Anzahl an Austrieben pro Steckling modelliert (EVANS et al. 2007). Die dafür verwendeten Variablen sind:

- Klon,
- Alter,
- Anzahl der Frostage zwischen März und Mai,
- Wachstumsstage in der Vegetationsperiode und
- Boden-Textur (Sand, Lehm, Schluff).

Um das auf den britischen Inseln häufig auftretende Rostproblem in die Biomasseschätzung einzubeziehen, wurde schließlich die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Rost modelliert. Die dafür verwendeten Parameter sind:

- Klon,
- Alter und
- Breiten- und Längengrad.

Aufgrund von Standortdaten konnten für die oben genannten Regionen Potenzialkarten aufgestellt werden, die je nach Klon, Alter und Rotation Spannbreiten von Biomasseerträgen wiedergeben. Die Abbildung 2-10 zeigt die modellierten Erträge für das dritte Jahr der ersten (links) und zweiten Rotation (rechts) für drei Weidenklone.

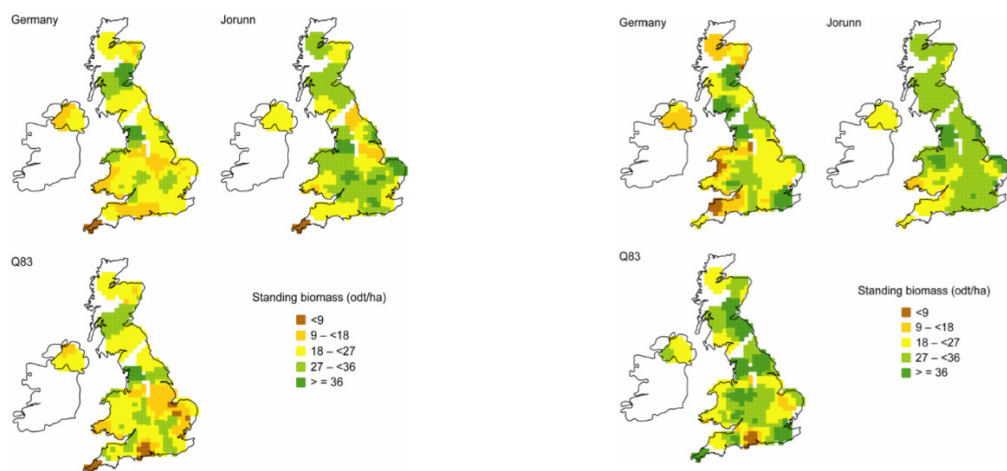


Abbildung 2-10: Bestandesbiomassekarten von drei Weidenklonen (Germany, Jorunn, Q83) für das dritte Jahr der ersten (links) und das dritte Jahr der zweiten Rotation (rechts), aus EVANS et al. (2007).

- Empirisches Modell nach MOLA-YUDEGO und ARONSSON (2008)

MOLA-YUDEGO und ARONSSON (2008) entwickelten ein empirisches Modell zur Schätzung des jährlichen Biomasseertrags für kommerzielle KUP aus Weiden in Süd- und Mittelschweden. Dafür wurden flächenspezifische Ertragsdaten von insgesamt 2082 KUP auf einer Fläche von 9048 ha während des Zeitraumes von 1986 bis 2005 mit mittleren Erträgen für Hafer verglichen. Der Hintergrund dieser Gegenüberstellung war die Erkenntnis, dass KUP je nach Standort unterschiedliche Erträge produzieren. Um diese Variation im Modell zu verankern, wurden die standortabhängigen, regional (Index I) gemittelten Erträge von Hafer (Cer_I) als Standortindikatoren oder „agro-climatic index“ verwendet. Somit sind in dem Modell die Erträge für KUP (yield) an die durchschnittlichen, regional gemittelten Erträge von Hafer gekoppelt. Da es sich bei KUP jedoch nicht um annuelle Kulturen handelt und eine

Ertragssteigerung in Folgerotationen wahrscheinlich ist, wurden in das Modell zusätzliche Komponenten integriert. Dabei ist *RL* eine Variable für die vorgesehene Rotationslänge und *CUT* eine Variable für den Rotationszyklus (erste, zweite, dritte Rotation). Weiterhin wurden Zufallsvariablen für den Einfluss des Managements (μ) in Abhängigkeit von Rotationszyklus (*t*), Bewirtschaftung (*k*) und Ertragsfaktoren (*e*), welche das Zusammenspiel aus Rotationszyklus (*t*), Plantage (*j*), Management (*k*) und Landkreis (*l*) (Bezugsraum für die mittleren Hafererträge) darstellen, in das Modell einbezogen (die in Klammern stehenden Buchstaben beziehen sich auf die entsprechende Formel). Werden diese variablen Größen nicht in das Modell integriert, können nur Bestimmtheitsmaße von $R^2 = 0,31$ statt $R^2 = 0,69$ erreicht werden. Die resultierende Ertragspotenzialschätzung ist demnach standort-, bewirtschaftungs-, rotationszyklus- und flächenabhängig und hat die Form:

$$yield_{lkjt} = \alpha + \beta \cdot \frac{CER_l}{RL_{lkjt}} + CUT_t + \mu_{kt} + e_{lkjt}$$

| | |
|-------------------------|---|
| <i>yield</i> | Ertrag |
| $\alpha; \beta$ | Koeffizienten |
| <i>Cer</i> | Erträge von Hafer |
| <i>RL</i> | Rotationslänge |
| <i>CUT_t</i> | Rotationszyklus |
| μ_{kt} | Einfluss des Managements in Abhängigkeit von Bewirtschaftung und Rotationszyklus |
| <i>e_{lkjt}</i> | Ertragsfaktor in Abhängigkeit von Rotationszyklus, Plantage, Management und Landkreis |

Abbildung 2-11 zeigt die durch das Modell geschätzten Erträge im ersten und zweiten Rotationszyklus in Abhängigkeit des regional gemittelten Haferertrags und der Intensität der Bewirtschaftung (Düngung, Unkrautbekämpfung, Flächenvorbereitung).

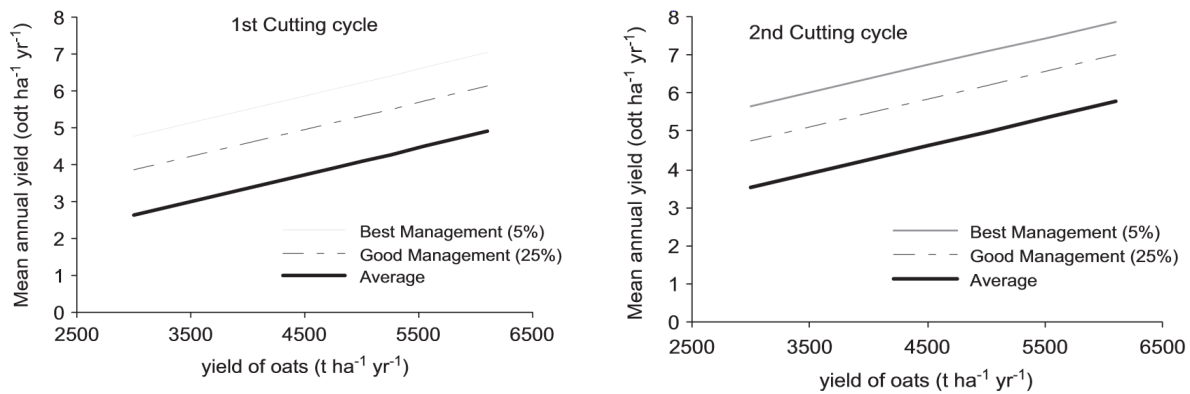


Abbildung 2-11: Modellierter dGZ [$t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$] von Weiden in Schweden für den ersten und zweiten Erntezyklus auf der Grundlage der regionalen Hafererträge und Bewirtschaftungsart für einen 4-jährigen (rechts) und 5-jährigen (links) Rotationszyklus in der ersten und zweiten Rotation (nach MOLA-YUDEGO und ARONSSON 2008).

Standortunabhängige empirische Modelle zur Ertragsermittlung

Um den tatsächlichen Biomasseertrag einer Fläche bestimmen zu können, werden die in Kapitel 2.2.1 genannten, zum Teil sehr zeitaufwendigen Verfahren wie Vollernte-, Teilernte- oder Regressionsmethode angewendet. Zeitsparender ist der Einsatz von klon- und altersspezifischen Biomassefunktionen, die generell bzw. unabhängig vom Standort angewendet werden können (Vgl. 2.2.1.7). Die Koeffizienten dieser Funktionen haben feste Werte, welche aus einer Vielzahl von Biomasseerhebungen abgeleitet wurden. Der Ertrag der KUP wird dabei über aktuell gemessene Dimensionsgrößen (BHD, Höhe) ermittelt.

Da jedoch bekannt ist, dass die klonspezifischen Koeffizienten der Biomassefunktionen auch innerhalb eines Alters stark schwanken und beispielsweise von der mittleren Höhe oder der Austriebanzahl pro Hektar abhängig sind (HARTMANN 2010), wurden Modelle konstruiert, welche diese Variation berücksichtigen. Im Folgenden werden zwei Beispiele kurz vorgestellt.

- Ertragsermittler für Pappel-KUP im ersten Umtrieb nach HARTMANN (2010)

Für die Entwicklung des Ertragsermittlers standen HARTMANN (2010) zahlreiche spezifische Biomassefunktionen (RÖHLE et al. 2006) verschiedenster ostdeutscher Pappel-KUP der ersten Rotation zur Verfügung. Zur Berechnung des Biomasseertrags der Fläche verwendete HARTMANN in seinem Modell folgende Formel:

$$BM_{atro} = \frac{a_0 \cdot dg^{a_1} \cdot N}{1000}$$

| | |
|-------------|---|
| $a_0 ; a_1$ | Koeffizienten der Biomassefunktion |
| dg | Durchmesser des Grundflächenmittelstammes [cm] |
| N | Anzahl der Austriebe pro Hektar [$Stück \cdot ha^{-1}$] |

Der erste Teil der Formel (fett) entspricht der Biomassefunktion nach RÖHLE et al. (2006). Stellvertretend für den BHD eines einzelnen Austriebs steht hier der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (d_g) (Messhöhe $D_{1,3}$). Damit wird der gesamte Bestand durch den d_g beschrieben. Mithilfe der beiden Koeffizienten (a_0 , a_1) wird die Biomasse des Grundflächenmittelstammes berechnet. Durch Multiplikation mit der Anzahl der Austriebe auf einem Hektar (N) wird schließlich der Ertrag der KUP ermittelt. Dabei werden die Austriebe pro Hektar (N) und der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (d_g) einer KUP als bekannt vorausgesetzt, d. h. diese Werte müssen vom Praktiker auf der Fläche erhoben werden. Die Werte der Koeffizienten a_0 und a_1 werden dagegen über ein Gleichungssystem geschätzt.

Das Verfahren zur Entwicklung des Gleichungssystems wird nachstehend erläutert. Zentrale Bedeutung nimmt dabei die Schätzung des Koeffizienten a_0 der Biomassefunktion ein. Dafür wurde ein umfangreicher Datensatz in sechs Stufen unterschiedlicher Mittelhöhen eingeteilt (HARTMANN 2010, RÖHLE und SKIBBE 2013). Innerhalb dieser Bereiche wurde a_0 den jeweiligen Bestandesdichten gegenübergestellt und der Zusammenhang regressionsanalytisch ausgeglichen. So konnte für jede der sechs Höhenstufen eine Regressionsfunktion zur Schätzung von a_0 erstellt werden (Tabelle 2-9). Die Bestimmtheitsmaße für diese Gleichungen schwanken zwischen 0,45 und 0,95.

Tabelle 2-9: Regressionsfunktionen und Bestimmtheitsmaße der einzelnen Höhenstufen aus SKIBBE et al. (2013).

| Höhenstufenbereich | Regressionsfunktion | Bestimmtheitsmaß |
|----------------------------|--------------------------------|------------------|
| 1 $3 \leq h_g \leq 3,5$ | $a_0 = 3,491 \cdot N^{-0,296}$ | 0,69 |
| 2 $3,5 \leq h_g \leq 4$ | $a_0 = 5,102 \cdot N^{-0,369}$ | 0,55 |
| 3 $4 \leq h_g \leq 4,5$ | $a_0 = 3,188 \cdot N^{-0,333}$ | 0,47 |
| 4 $4,5 \leq h_g \leq 7$ | $a_0 = 1,678 \cdot N^{-0,289}$ | 0,96 |
| 5 $7 \leq h_g \leq 9,5$ | $a_0 = 4,229 \cdot N^{-0,439}$ | 0,50 |
| 6 $9,5 \leq h_g \leq 12,5$ | $a_0 = 5,292 \cdot N^{-0,478}$ | 0,46 |

Auf dieser Grundlage wurde für KUP mit einer Bestandesmittelhöhe zwischen 1 und 14 m ein Regressionskurvenfächer zur Ermittlung von a_0 entwickelt. Der Koeffizient a_1 ergibt sich über eine lineare Funktion (Formel in Abbildung 2-12, rechts) in Abhängigkeit zu a_0 .

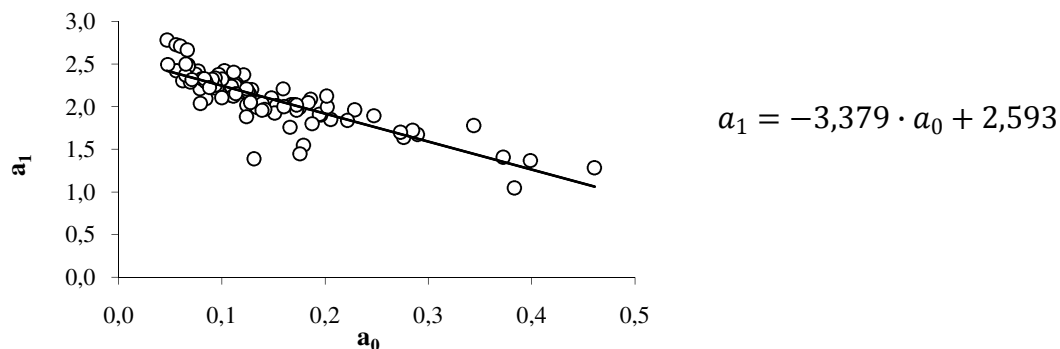


Abbildung 2-12: Beziehung zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 der flächenspezifisch entwickelten Biomassefunktionen (links) und funktionaler Zusammenhang (rechts), $R^2 = 0,72$, aus SKIBBE et al. (2013).

Ist dem Nutzer die Bestandesdichte, die mittlere Höhe (hg) und dg der Plantage bekannt, kann er über das vorgestellte Verfahren den tatsächlichen Biomasseertrag der KUP ermitteln. Damit ist eine standortunabhängige Ertragsermittlung ohne die aufwendige Entnahme von Probestämmen möglich.

- Optische Biomasseschätzungen mit der Stamm-Dichte-Methode nach ENS (2009)

Derzeit basieren viele Biomasseschätzungen auf BHD-Messungen, was sehr zeitaufwendig ist. Daher prüfte ENS (2009), ob die bereits ausgiebig erprobten optischen Messungen zur Charakterisierung von Bestandesdichte oder Blattarchitektur auch für Biomasseschätzungen in KUP eingesetzt werden können.

Für die Untersuchungen wurden drei unterschiedliche KUP in Kanada ausgewählt und jeweils fünf Stichprobenflächen zu je neun Bäumen angelegt. Auf jeder Fläche wurden insgesamt 16 digitale Fotos erstellt (Canon EOS Digital Rebel Camera, Linse EF-S-18-55 mm). Dafür wurde die Kamera jeweils in einer Höhe von 8 cm und 100 cm über dem Erdboden positioniert, um vertikale Bilder innerhalb und zwischen den Pflanzreihen zu erhalten. Anschließend wurde die Dichte des Bestandes anhand der Pixeldichte (Abbildung 2-13, links) von einem Computerprogramm (Scion Image) berechnet und der jeweils geernteten Biomasse gegenübergestellt (Abbildung 2-13, rechts).

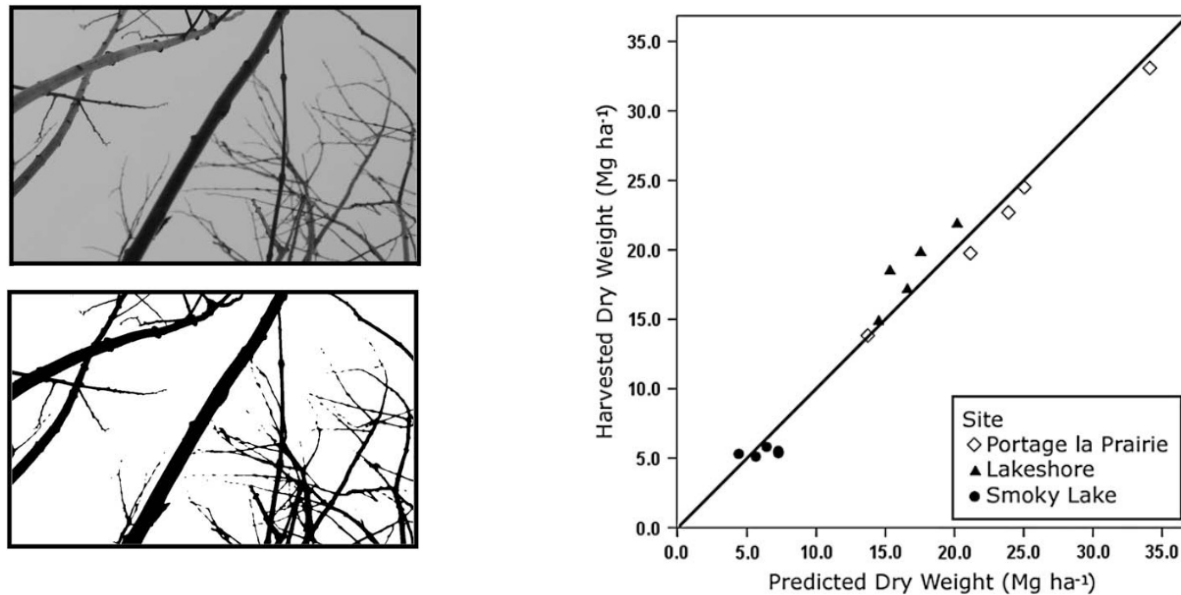


Abbildung 2-13: Stammholz eines normalen Fotos im Bestand (links, oben) und Pixel des selektierten Stammholzes (links, unten) sowie Gegenüberstellung der geschätzten Biomasse mithilfe der optischen Stammdichte-Methode und der tatsächlich gewogenen Biomasse von drei unterschiedlichen Standorten in Kanada und funktionaler Ausgleich mit der multiplen linearen Regression (rechts), aus ENS (2009)

Die Auswertungen erbrachten klare Zusammenhänge zwischen der optischen Stammdichte und der geernteten Biomasse (ENS 2009). Dabei spielten sowohl die Fotos innerhalb der Pflanzreihen auf 100 cm Höhe (R_{100}) als auch jene außerhalb der Pflanzreihen auf 8 cm Höhe (A_8) eine Rolle, was das multiple lineare Regressionsmodell zur Schätzung der Biomasse zum Ausdruck bringt:

$$BM_{atro} = 0,599 \cdot R_{100} + 0,597 \cdot A_8 + 3,48$$

Mit dieser Funktion wurde ein sehr gutes Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,97$ erreicht (ENS 2009). Da in die Beziehung alle drei Standorte integriert wurden, konnten die Autoren auch eine Standortunabhängigkeit der gezeigten Methode nachweisen. Bevor die Methode in die Praxis überführt werden kann, sind jedoch weitere Untersuchungen, v. a. an anderen Klonen und Bestandesdichten, notwendig (ENS 2009).

2.2.2.2 Ertragsschätzung über physiologische Modelle

In physiologischen Modellen werden wissenschaftliche Erkenntnisse mit Ergebnissen aus Feldexperimenten gepaart. Damit können sie im Gegensatz zu empirischen Modellen meist auch außerhalb des Parametrisierungsbereiches allgemeingültig eingesetzt werden

(CEULEMANS 1996). Ferner sind sie in der Lage, sowohl das derzeitige als auch das zukünftige Biomassepotenzial zu ermitteln (MATTHEW et al. 2013).

Das erste prozessorientierte Bestandesmodell für KUP aus Weide wurde von ECKERSEN und SLAPOKAS (1993) vorgestellt. Dieses Modell basiert auf Messwerten zu Photosynthese, Allokationen von Assimilaten in der Pflanze und Nitrataufnahmen im Zusammenspiel mit klimatischen Variablen und der Fertilisierungsrate.

Ein weiteres physiologisches Modell namens ECOPHYS wurde von HOST et al. (1990) vorgestellt. Mit dessen Hilfe soll das Wachstum von Pappeln im Etablierungsjahr simuliert werden, um neue Klone in ihrer Entwicklung klassifizieren zu können.




Das Modell MAESTRO (JARVIS 1993) dient zur Vorhersage des Wasser- und Gasaustausches von KUP, wobei das Verhalten der Pflanzen bei Wasserknappheit vorhergesagt werden soll.

Nachfolgend wird ein erst kürzlich veröffentlichtes prozessorientiertes Modell (ForestGrowth-SRC) von TALLIS et al. (2013) näher erläutert.

- ForestGrowth-SRC nach TALLIS et al. (2013)

Das von TALLIS et al. (2013) entwickelte Modell „ForestGrowth-SRC“ wurde in Anlehnung an das bereits etablierte Modell „ForestGrowth“ nach EVENS et al. (2005) parametrisiert, welches das Baumwachstum und den Wasserverbrauch nach dem Prinzip der PIPE-Theorie simuliert.

Grundlage für die Entwicklung des Modells bildeten Ertrags-, Standort- und Klimadaten von 25 unterschiedlichen KUP aus Pappel und Weide, welche über ganz Großbritannien und Nordirland (UK) verteilt waren.

Für die Simulation des Bestandeswachstums benötigt ForestGrowth-SRC neben genotypischen Daten, welche die hydrologischen und photosynthetischen Wachstumsvariablen determinieren, sowohl lokale Klima- und Bodendaten als auch benutzerdefinierte Bestandesdichten. Die Eingaben werden in verschiedenen Modellkomponenten verarbeitet, die in der Abbildung 2-14 schematisch dargestellt sind (Eingaben (, Kompartimente (, Ausgaben (

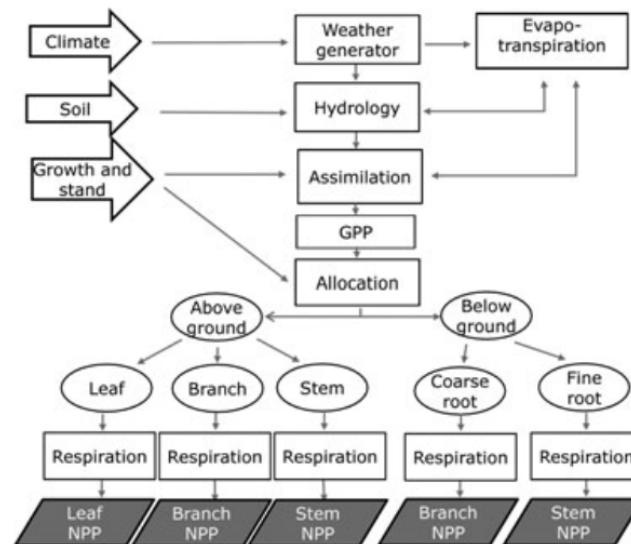


Abbildung 2-14: Schematische Präsentation des ForestGrowth-Modells mit Inputs (Klima, Boden, Daten zum Genotyp), Prozesskompartimenten (Hydrologie, Assimilation, Allokationen, ...) und Output (Nettoprimärproduktionen in den Pflanzenkompartimenten), aus TALLIS et al. (2013).

Das Ergebnis (Output) der Simulation sind Nettoprimärproduktionen (NPP), aufgeschlüsselt nach ober- und unterirdischen (above-, belowground) Pflanzenkompartimenten.

Für die Validierung des Modells standen sieben unterschiedliche KUP aus Weide und Pappel zur Verfügung. Dabei zeigten die Ergebnisse der Simulation, dass die geschätzten und gewogenen Ertragsdaten über die gesamte Breite der Flächen gut durch das Modell abgebildet werden.

In Tabelle 2-10 sind die Ergebnisse der Validierung für Pappel- und Weiden-KUP in der ersten und zweiten Rotation gegenübergestellt. Demnach betragen die Abweichungen im Mittel zwischen 1,13 und 2,59 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ (TALLIS et al. 2013).

Tabelle 2-10: Vergleich der mittleren modellierten und gemessenen Ertragsdaten von jeweils sieben KUP aus Pappel und Weide (aus TALLIS et al. 2013).

| | | Mean yield (ODT ha ⁻¹ yr ⁻¹) | | |
|--------|-----------|---|-----------|------|
| | Rotation | Measured | Predicted | RMSE |
| Poplar | 1 (n = 7) | 8.60 | 9.86 | 1.13 |
| | 2 (n = 6) | 9.93 | 10.60 | 1.83 |
| Willow | 1 (n = 7) | 8.14 | 9.30 | 1.29 |
| | 2 (n = 6) | 8.92 | 8.68 | 2.59 |

3 Material und Methoden

3.1 Versuchsflächendatenbank für KUP aus Weide

Für die Entwicklung des Ertragsermittlers für KUP aus Weide stand ein umfangreiches Datenmaterial zur Verfügung, das sich aus 31 unterschiedlichen Untersuchungsobjekten zusammensetzt. In jedem Untersuchungsobjekt wurden Stichprobenerhebungen durchgeführt. Die Messwerte der Erhebungen wurden in einem einheitlichen Format in der Versuchsflächendatenbank des Instituts für Waldwachstum und Forstliche Informatik der TU Dresden zusammengeführt. Diese Datenbank beinhaltet sowohl institutseigene Erhebungen als auch Stichprobenerhebungen anderer Institutionen. Abbildung 3-1 zeigt die Lage der Untersuchungsobjekte, deren Daten in der Datenbank erfasst worden sind. Dabei sind die blau markierten Punkte Flächen anderer Institutionen.

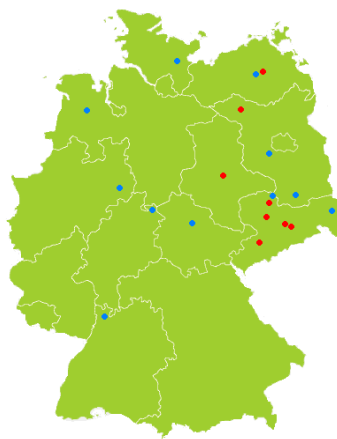


Abbildung 3-1: Lage der KUP, deren Erhebungen in die Versuchsflächendatenbank einfließen (rot: Erhebungen des Instituts für Waldwachstum und Forstliche Informatik TU Dresden, blau: Erhebungen anderer Institutionen im Auftrag von Hessen Rohstoffe HeRo).

Anhand der Karte ist zu erkennen, dass sich die Untersuchungsobjekte großflächig über Deutschland verteilen. Die Standortamplitude ist demnach sehr breit. Tabelle 3-1 zeigt eine Aufstellung der untersuchten KUP nach Bundesland und Standort. Zusätzlich wurden für jeden Standort der Verwendungszweck der Daten (Modellkonstruktion/Validierung) und die jeweils untersuchten Weidenklone (Inger, Tordis, Jorr, Tora, Ulv und Sven) aufgelistet.

Die Höhenlage der für die Modellkonstruktion verwendeten Untersuchungsobjekte schwankt zwischen minimal 22 Meter über NN (Kuhstort/Mecklenburg-Vorpommern) und maximal 340 Meter über NN (Großschirma/Sachsen). Die Jahresmitteltemperaturen bewegen sich zwischen 7,2 °C (Großschirma, Krummenhennersdorf/Sachsen) und 10 °C (Bornim, Grünewalde/Brandenburg) und die mittleren jährlichen Niederschläge liegen zwischen

575 mm (Thammenhain/Sachsen) und 820 mm (Großschirma, Krummenhennersdorf/Sachsen). Alle Untersuchungsobjekte befinden sich in der ersten Rotation und sind zwischen zwei und sieben Jahre alt.

Tabelle 3-1: Auflistung der Erhebungsorte.

| Zweck | Bundesland | Standort | Höhe [m ü. NN] | Ø J. Nied. [mm] | Ø J. Temp. [C°] | Alter | Klon |
|--------------------|---------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------|---------------------------|
| Modellkonstruktion | Sachsen | Gersdorf | 315 | 700 | 7,9 | 5 | Inger |
| | Sachsen | Großschirma | 340 | 820 | 7,2 | 2 | Inger, Sven, Tordis |
| | Sachsen | Methau | 200 | 690 | 8,1 | 3, 4, 5, 6, 7 | Tora, Jorr, Ulv |
| | Sachsen | Köllitsch | 85 | 450 | 9,8 | 4 | Inger |
| | Sachsen | Thammenhain | 130 | 575 | 8,5 | 2, 3 | Inger, Tordis |
| | Sachsen | Pommnitz* | 250 | 660 | 9,9 | 3 | Inger, Tordis |
| | Brandenburg | Cahnsdorf | 100 | 630 | 8 | 3 | Jorr, Tora, Tordis |
| | Brandenburg | Bornim* | 35 | 576 | 10 | 3 | Inger, Tordis |
| | Brandenburg | Grünewalde* | 130 | 575 | 10 | 3 | Inger, Tordis |
| | Meck.-Pomm. | Kuhstorf | 22 | 616 | 8,2 | 4 | Jorr |
| Modellvalidierung | Niedersachsen | Abeln* | 32. | 684 | 9,6 | 3 | Inger, Tordis |
| | NRW | Borlinghausen* | 308 | 635 | 9,1 | 3 | Inger, Tordis |
| | Meck.-Pomm. | Gülzow* | 10 | 524 | 8,9 | 3 | Inger, Tordis |
| | Bayern | Ladenburg* | 100 | 693 | 11,5 | 3 | Inger, Tordis |
| | Hessen | Unterrieden* | 140 | 616 | 9,3 | 3 | Inger, Tordis |
| | Thüringen | Über dem Erdgraben* | 260 | 592 | 10 | 3 | Inger, Tordis |
| | Sachsen | Krummenhennersdorf | 340 | 820 | 7,2 | 3 | Inger, Sven, Tordis, Tora |
| | Hamburg | Trenthorst* | 40 | 524 | 8,9 | 3 | Inger, Tordis |

*Daten wurden aus dem Verbundvorhaben ProLoc von Hero zur Verfügung gestellt

Die Höhenlagen der KUP für die Modellvalidierung schwanken zwischen 10 und 340 Meter über NN. Die Jahresmitteltemperaturen bewegen sich zwischen 7,2 und 11,5 °C, die Niederschlagswerte repräsentieren einen Bereich zwischen 524 und 820 mm.

3.2 Erhebung auf den Untersuchungsobjekten

Die Datenerhebung fand auf streifenförmigen Stichprobenflächen statt. Da die Variabilität der Messgrößen von der Homogenität des Standortes beeinflusst wird, wurden die Streifen repräsentativ in der Fläche verteilt. Bei deutlicher Flächeninhomogenität wurden mehrere Stichprobenflächen auf dem Untersuchungsobjekt angelegt. Jede Stichprobenerhebung setzte sich aus vier Arbeitsschritten zusammen:

- Festlegung der Stichprobenfläche,
- Aufnahme aller Brusthöhendurchmesser (BHD) auf der Stichprobenfläche,
- Auswahl einer Regressionsstichprobe mit den Wertepaaren BHD und Biomasse (BM) zur Aufstellung von Biomassefunktionen und
- Auswahl einer Regressionsstichprobe mit den Wertepaaren BHD und Triebhöhe für die Aufstellung von Bestandeshöhenkurven.

Auf der Stichprobenfläche wurden von allen Stockaustrieben der BHD in 1,30 m Höhe über dem Boden als stetige Zufallsgröße mithilfe einer Kluppe gemessen. Die Messung erfolgte als Einfachkluppung auf Millimeter genau und wurde in einer Urliste festgehalten. Austriebe, die niedriger als 1,30 m waren, wurden nicht berücksichtigt. Die Anzahl der Messungen orientierte sich am Standardfehler ($\leq 5\%$).

Weiterhin wurden in Form von Regressionsstichproben an 15 Austrieben die Höhen-Durchmesser-Messwertpaare und die Frischbiomasse-Durchmesser-Messwertpaare erhoben. Die Auswahl der beprobten Individuen richtete sich nach dem jeweils herrschenden Durchmesserspektrum, welches durch die Stichprobe abgedeckt werden musste. In den Regressionsstichproben waren also minimale, mittlere und maximale BHD des jeweiligen Durchmesserspektrums enthalten. Die Höhe wurde am liegenden Stamm mit dem Maßband auf Zentimeter genau gemessen und in Meter angegeben. Die Biomasse [kg] des frisch geernteten, unbelaubten Austriebs¹⁰ wurde mit einer Hängewaage ermittelt. Die Messung erfolgte auf das Gramm genau. In Tabelle 3-2 ist die Charakteristik aller erhobenen Messgrößen zusammengefasst.

¹⁰ Als Austrieb wird ein aus der Knospe des Stecklings austreibender Langtrieb bezeichnet.

Tabelle 3-2: Übersicht und Charakterisierung der aufgenommenen Rohdaten.

| Messgröße | Erhebungsart | Messinstrument | Einheit | Genauigkeit |
|----------------|-----------------------|----------------|---------|-------------|
| BHD | Vollaufnahme | Kluppe | cm | mm |
| Höhe | Regressionsstichprobe | Maßband | m | cm |
| Frischbiomasse | Regressionsstichprobe | Hängewaage | kg | g |

Insgesamt standen 31 Datensätze mit den entsprechenden Rohdaten (siehe Tabelle 3-2) für die Modellkonstruktion zur Verfügung. Die Anzahl der Datensätze ergibt sich aus Kombinationen der Merkmale Standort, Klon und Alter (vgl. Tabelle 3-1). Zum Beispiel konnten am Standort Großschirma drei verschiedene Datensätze der zweijährigen Klone Inger, Tordis und Sven erhoben werden. Am Standort Methau konnten unterschiedliche Klone zum Teil über mehrere Jahre erfasst werden. Somit liegen von diesem Standort insgesamt elf Datensätze für die Modellkonstruktion vor. Am Standort Köllitsch wurden zwei Datensätze des vierjährigen Klons Inger erhoben. Diese zwei Datensätze grenzen sich durch zwei unterschiedliche Ausgangsstammzahlen (12.000 und 16.000) ab. Alle anderen Datensätze der einzelnen Standorte ergeben sich aus der Verknüpfung von Alter und Klon.

3.3 Datenaufbereitung

3.3.1 Ertragskennwerte

Im folgenden Absatz werden die Eigenschaften verschiedener Ertragskennwerte beschrieben. Dabei werden Formeln und Einheiten vorgestellt.

Aus den Rohdaten wurden für jedes Untersuchungsobjekt Mittelwerte und Gesamtwerte abgeleitet, um die entsprechende KUP ertragskundlich quantifizieren zu können. Diese sind in Tabelle 3-3 aufgelistet.

Tabelle 3-3: Aufstellung der ermittelten Ertragskennwerte mit ihren entsprechenden Einheiten.

| Zielgröße | quadratischer Mitteldurchmesser | Höhe des Grundflächenmittelstammes bzw. der Bestandesoberhöhe | Biomasse-Gesamtwert, flächenbezogen | Biomasse-Gesamtwert, auf Zeiteinheit bezogen | Umfang der Grundgesamtheit, flächenbezogen |
|-----------|---------------------------------|---|-------------------------------------|--|--|
| Symbol | dg | hg, h _o | BM _{atro} | dGZ | N |
| Einheit | cm | m | t _{atro} ·ha ⁻¹ | t _{atro} ·ha ⁻¹ ·a ⁻¹ | Stück·ha ⁻¹ |

Der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) entspricht dem quadratischen Mittelwert aller Durchmesserwerte eines Bestandes und wird über die Formel 3-1 ermittelt (KRAMER und AKÇA 1995).

Formel 3-1

$$dg = \sqrt{\frac{\sum n_i \cdot BHD_i^2}{N}}$$

| | |
|---------|--|
| dg | Durchmesser des Grundflächenmittelstammes [cm] |
| n_i | Anzahl des Wertes i |
| BHD_i | Brusthöhendurchmesser i [cm] |
| N | Anzahl aller gemessenen BHD einer Messreihe |

Im Gegensatz zum arithmetischen Mittelwert ist der dg stabil gegenüber rechnerischen Verschiebungen. Dafür wurden die gemessenen Brusthöhendurchmesser in Formel 3-1 eingesetzt.

Die Höhe des Grundflächenmittelstammes (hg) gibt an, wie hoch ein Austrieb mit dem BHD des dg ist. Sie wird regressionsanalytisch hergeleitet. Dafür wurden in jedem Untersuchungsobjekt 15 Höhen-Durchmesserpaare mit der Höhenfunktion nach PRODAN (Formel 3-2) regressionsanalytisch ausgeglichen. Die Schätzungen der Koeffizienten a, b und c wurden mit dem Solver (Microsoft Excel) über die Summe der minimalen Abweichungsquadrate vorgenommen.

Formel 3-2

$$h = 1,3 + \frac{BHD^2}{a_0 + a_1 \cdot BHD + a_2 \cdot BHD^2}$$

| | |
|-----------------|----------------------------|
| h | Höhe [m] |
| a_0, a_1, a_2 | Koeffizienten |
| BHD | Brusthöhendurchmesser [cm] |

In Abbildung 3-2 ist der funktionale Zusammenhang zwischen BHD und Höhe exemplarisch für die zweijährige KUP Großschirma dargestellt. Mit der Funktion nach PRODAN gelingt ein sehr guter Ausgleich, was die geringe Abweichung der Punkte von der Ausgleichsfunktion zeigt ($R^2 = 0,98$).

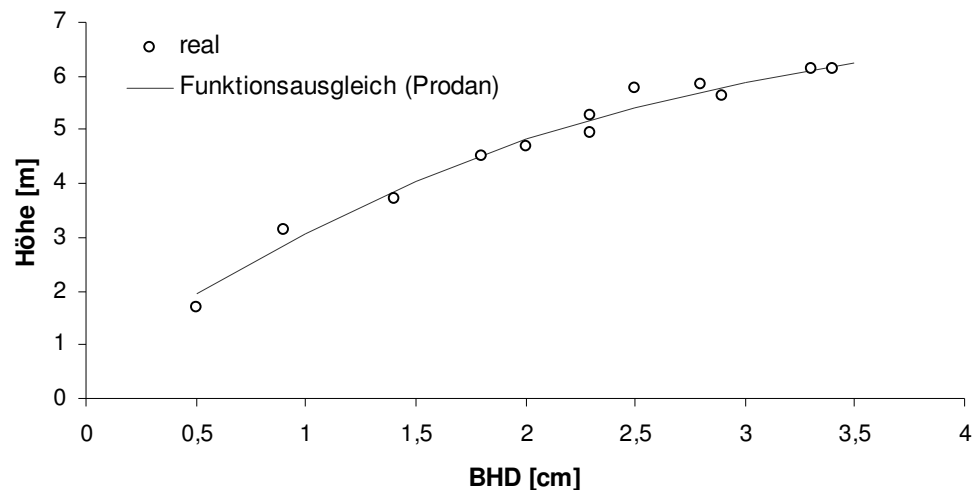


Abbildung 3-2: Funktionaler Zusammenhang zwischen 15 gemessenen Durchmesser-Höhe-Paaren der zweijährigen KUP Großschirma und Ausgleich mit der Funktion nach PRODAN ($R^2 = 0,98$)

Mithilfe der Koeffizienten a_0 , a_1 und a_2 ist es möglich, für jeden beliebigen BHD die entsprechende Höhe zu ermitteln. Somit kann auch die Höhe des Grundflächenmittelstammes für den Durchmesser des Grundflächenmittelstammes berechnet werden.

Die Oberhöhe ist die Grundflächenmittelhöhe einer relativ gleichbleibenden Anzahl stärkster Bäume eines Bestandes (KRAMER, AKÇA 1995). In dieser Arbeit wurden für die Bestimmung der Oberhöhen 10 % der dicksten Bäume ausgewählt. Der BHD des Grundflächenmittelstammes dieser Bäume wird in die Bestandeshöhenkurve eingesetzt.

Der Ertragskennwert Biomasse pro Hektar gibt an, wie viel absolut trockene (atro) Biomasse auf einer ein Hektar großen KUP steht. Um diesen Wert zu ermitteln, müssen mehrere Zwischenschritte ausgeführt werden.

In einem ersten Schritt wurden auf den Untersuchungsobjekten mithilfe von Regressionsstichproben Messwertpaare von BHD und Triebfrischgewicht erhoben. Die beprobten Austriebe wurden zerkleinert und bei 105 °C bis auf Gewichtskonstanz getrocknet. Danach konnte ein funktioneller Zusammenhang zwischen BHD und dem zugehörigen Trockengewicht dargestellt werden. Der regressionsanalytische Ausgleich dieser Beziehung gelingt mit der allometrischen Funktion (Formel 3-3) mit den Koeffizienten a_0 und a_1 , welche nachfolgend Biomassefunktion genannt wird.

Formel 3-3

$$BM_{atro} = a_0 \cdot BHD^{a_1}$$

| | | |
|--|----------------------------|---------------|
| BM_{atro} | BHD | a_0, a_1 |
| oberirdische Trockenbiomasse (atro) [kg] | Brusthöhendurchmesser [cm] | Koeffizienten |

In Abbildung 3-3 ist der funktionale Zusammenhang für 15 Messwertpaare dargestellt. Mit zunehmendem BHD steigt die Trockenbiomasse der Triebe an. Der regressionsanalytische Ausgleich zeigt die gute Anpassung der allometrischen Funktion ($R^2 = 0,98$).

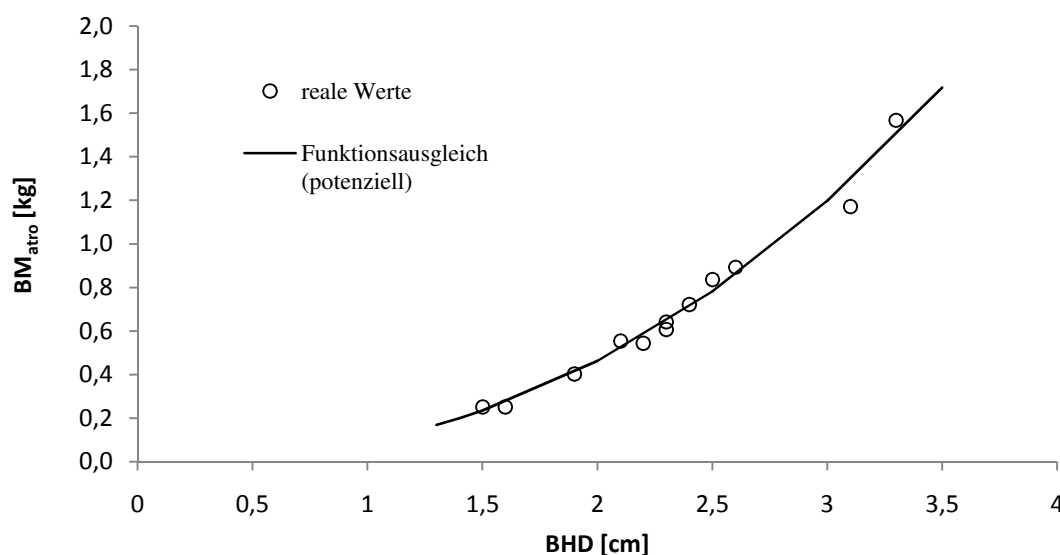


Abbildung 3-3: Funktionaler Zusammenhang zwischen 15 Triebbiomasse-BHD-Messwertpaaren der zweijährigen KUP Großschirma und Ausgleich des funktionalen Zusammenhangs mit der allometrischen Funktion ($R^2 = 0,98$).

Mithilfe der Koeffizienten a_0 und a_1 kann für jeden BHD der Fläche das zugehörige Trockengewicht des Austriebs geschätzt werden. Die Biomasse aller erhobenen BHD ergibt in der Summe die Biomasse (atro) der Stichprobenfläche, welche auf den Hektarwert umgerechnet wird (Formel 3-4).

Formel 3-4

$$BM_{atro} = \frac{\sum BM_{atro i}}{F}$$

| | | |
|---|--|----------------------------------|
| BM_{atro} | $BM_{atro i}$ | F |
| oberirdische Trocken-Biomasse pro Hektar [t/ha] | ermittelte Einzelbaum-Trockenbiomassen [t] | Flächengröße der Stichprobe [ha] |

Der durchschnittliche Gesamtzuwachs (dGZ) gibt die Ertragsleistung einer KUP pro Jahr an und beinhaltet die oberirdische Biomasse im unbelaubten Zustand.

Die Anzahl der Austriebe pro Hektar kann über die Anzahl (N) der gemessenen BHD auf der Stichprobenfläche bestimmt werden (Formel 3-5).

Formel 3-5

$$N = \frac{n}{F}$$

| | |
|-----|--|
| N | Anzahl der Austriebe [Stück·ha ⁻¹] |
| n | Anzahl der Austriebe auf der Stichprobenfläche [Stück] |
| F | Flächengröße der Stichprobe [ha] |

3.3.2 Statistische Maßzahlen

Die beschreibende Statistik ordnet umfangreiches Datenmaterial, um es auf einzelne überschaubare Werte zu reduzieren (STORM 1979). Diese Werte werden in Form von statistischen Maßzahlen dargestellt. Statistische Maßzahlen charakterisieren die Messwerte einer Urliste und dienen der Beschreibung und dem Vergleich von empirischen Verteilungen (STORM 1979). Wichtige statistische Maßzahlen sind die Lage- und Streuungsparameter und die Gesamtwerte.

In der vorliegenden Arbeit wurden auf jedem Untersuchungsobjekt die drei Zufallsgrößen BHD, Triebhöhe und Triebgewicht in Form von Messreihen erhoben. Jede Messreihe besteht aus einer Anzahl von Beobachtungen (n), die in Urlisten festgehalten wurden. Alle Berechnungen und statistischen Analysen basieren auf diesen Urlisten.

Zur Beschreibung der Messreihen wurden die Lageparameter Median, arithmetischer und quadratischer Mittelwert verwendet.

Das arithmetische Mittel einer Messreihe ist die Summe aller Messwerte (x_i), geteilt durch die Anzahl (n) der Messwerte.

Formel 3-6

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i$$

| | |
|-------|--|
| x_i | Messwerte der Zufallsgröße ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$) |
| n | Anzahl der Messungen |

Einige Lageparameter – wie der arithmetische Mittelwert – werden stark von Extremwerten beeinflusst. Der Median hingegen ist robust gegenüber Extremwerten. Er halbiert die nach der

Größe geordnete Folge der Messwerte, sodass gleich viele Messwerte unterhalb und oberhalb des Medians liegen (KÖHLER und VOLESKE 2002). Bei einer ungeraden Anzahl von Messwerten entspricht der Median dem Messwert in der Mitte der sortierten Messwertfolge (Formel 3-7). Bei einer geraden Anzahl entspricht der Median dem arithmetischen Mittel der beiden mittleren Werte der sortierten Messwertfolge (Formel 3-8).

Formel 3-7, Median bei ungeradem n

$$Z = x_{(n+1)/2}$$

Z Median/Zentralwert

Formel 3-8, Median bei geradem n

x_i Messwert mit Index i in der sortierten Messwertfolge

$$Z = \frac{x_{(n/2)} + x_{(n/2+1)}}{2}$$

n Anzahl der Messwerte

Der Median ist ein wichtiger Bestandteil von Boxplots. In Abbildung 3-4 werden die Elemente eines Boxplots vorgestellt.

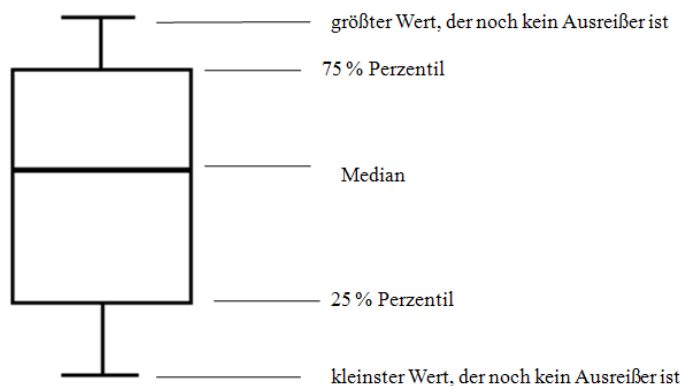


Abbildung 3-4: Elemente eines Boxplots ohne Ausreißer und Extremwerte.

Die fett gedruckte horizontale Linie innerhalb der Box zeigt die Lage des Medians, der auch dem 50 %-Perzentil entspricht. Die untere Grenze der Box kennzeichnet das 25 %-Perzentil, die obere Grenze das 75 %-Perzentil. Die Box beinhaltet demnach 50 % der Werte. Die Querstriche ober- und unterhalb der Box geben den größten bzw. kleinsten Wert der Stichprobe wieder, der noch keinen Ausreißer bzw. Extremwert darstellt (BROSIUS 2011).

Für die Beschreibung von Messreihen reichen die Lageparameter allein nicht aus, denn zwei empirische Verteilungen können zwar den gleichen Mittelwert besitzen, sich aber in ihrer

Ausbreitung bzw. Streuung unterscheiden. Die gebräuchlichsten Streuungsmaße sind die Spannweite (R) und die Standardabweichung (s) (STORM 1979).

Die Spannweite (R) ist problemlos mit Formel 3-10 zu berechnen. Sie entspricht der Differenz aus minimalem (x_{\min}) und maximalem (x_{\max}) Beobachtungswert einer Zufallsgröße.

Formel 3-9

| | | |
|---------------------------|---------------------------------|--|
| $R = x_{\max} - x_{\min}$ | R x_{\min} x_{\max} | Spannweite minimaler Wert der Zufallsgröße maximaler Wert der Zufallsgröße |
|---------------------------|---------------------------------|--|

Die empirische Streuung (s), auch Standardabweichung, gibt an, wie groß die Variabilität einer Zufallsgröße innerhalb einer Messreihe ist. Sie ist definiert über Formel 3-10.

Formel 3-10

| | | |
|---|----------------------------------|---|
| $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ | s n x_i \bar{x} | Standardabweichung Anzahl der Messwerte Werte der Messreihe Mittelwert der Messreihe |
|---|----------------------------------|---|

Die quadrierte Form der Standardabweichung ist die Varianz.

Lage- und Streuparameter kennzeichnen Eigenschaften einer zufällig ausgewählten Messreihe, sagen aber nichts über die Form der Verteilung aus (SACHS 2006). Um Fehlinterpretationen bei der Auswertung zu vermeiden, werden daher grafische Darstellungsformen wie das Histogramm und empirische Verteilungen angewendet. Dafür wurden die Urlisten in Häufigkeitsverteilungen überführt. Mit ihnen konnte gezeigt werden, wie die einzelnen Messreihen über den Wertebereich der jeweiligen Zufallsgröße verteilt sind (siehe z.B. Abbildung 4-1). So können die Lageparameter richtig interpretiert werden. Dafür wurden für alle Messreihen von BHD und Triebgewicht absolute (h_i) und relative (h_i/n) Klassenhäufigkeiten ermittelt. Die Klassenbreite (k) der Variablen BHD bzw. Triebgewicht beträgt 0,1 cm bzw. 0,1 kg.

Die hergeleiteten relativen Häufigkeiten entsprechen den Wahrscheinlichkeiten für die Realisierung eines Merkmals. An die kumulativen, empirischen, relativen Häufigkeiten können solche Verteilungsfunktionen angepasst werden, die eindeutig durch die Verteilungsfunktion $F(x)$ oder die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(x)$ definiert sind. In dieser Arbeit wurde die Weibull-Verteilung an die relativen Häufigkeiten der

Einzeltriebmassen der Untersuchungsobjekte angepasst, sodass Biomasseverteilungsfunktionen entstanden. Die Weibull-Verteilung ist definiert über Formel 3-11 und Formel 3-12.

Formel 3-11

$$f(x) = \frac{c}{b} \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right)$$

$f(x)$ Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion

$F(x)$ Verteilungsfunktion

a Lageparameter

b Skalenparameter

c Formexponent

x Zufallsgröße

\exp Exponentialfunktion

Formel 3-12

$$F(x) = \int_a^x f(x)dx = 1 - \exp\left(-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right)$$

Der Zusammenhang zwischen den statistischen Maßzahlen Mittelwert und Streuung der Weibull-Verteilung und den Parametern b und c der Weibull-Verteilung ist durch die Formel 3-13 und die Formel 3-14 gegeben.

Formel 3-13

$$\bar{x} = b \cdot \Gamma\left(\frac{1}{c} + 1\right)$$

\bar{x} Mittelwert der Weibull-Verteilung

s Standardabweichung der Weibull-Verteilung

Formel 3-14

Γ Eulersche Gammafunktion

$$s = \sqrt{b^2 \cdot \left(\Gamma\left(\frac{2}{c} + 1\right) - \left(\Gamma\left(\frac{1}{c} + 1\right)\right)^2\right)}$$

Die Symmetrie/Asymmetrie einer Verteilung wird Schiefe (v) genannt. Die Schiefe hat den Wert Null, wenn die Verteilung symmetrisch um den Mittelwert verstreut ist. Ist der Hauptanteil dagegen auf der linken oder rechten Seite konzentriert, nennt man die Verteilung links- bzw. rechtssteil (SACHS und HEDDRICH 2006). Zur Berechnung der empirischen Schiefe von Durchmesser- und Biomassewerten wurde Formel 3-15 verwendet.

Formel 3-15

$$v = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s}\right)^3$$

v Schiefe

n Anzahl der Beobachtungen

x_i Beobachtungswert

\bar{x} arithmetischer Mittelwert der Beobachtungen

s Standardabweichung

Die Toleranz (Formel 3-16) gibt Hinweise auf Multikollinearität der Variablen.

Formel 3-16

$$Toleranz_i = 1 - R_i^2$$

R_i^2

Korrelationskoeffizient

Toleranzwerte unter 0,1 deuten auf das Vorliegen von Kollinearität hin. Werte unter 0,01 weisen mit Sicherheit Kollinearität auf (BROSIOUS 2011).

3.3.3 Korrelation und Regression

In statistischen Analysen ist es üblich, den Zusammenhang zwischen zwei oder mehreren Größen darzustellen. Dazu werden an jeder Einheit gleichzeitig mehrere messbare Merkmale (X, Y) erhoben, damit eine Messreihe mit n verschiedenen Wertepaaren $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ entsteht. Ein waldwachstumskundlich sehr wichtiges Wertepaar ist z. B. der BHD und die Höhe eines Baumes, deren Beziehung sich in Bestandeshöhenkurven widerspiegelt. Die Stärke des Zusammenhangs kann in Form von statistischen Maßzahlen (Korrelationskoeffizient, Bestimmtheitsmaß) ausgedrückt und durch statistische Verfahren wie beispielsweise der Korrelationsanalyse beschrieben werden. Mit der Regressionsanalyse wird darüber hinaus der stochastische Zusammenhang mit Regressionsfunktionen angegeben. Die berechneten Zusammenhänge sind signifikant, wenn das Testergebnis eine Irrtumswahrscheinlichkeit von $\leq 5\%$ ($p \leq 0,05$) aufweist.

Die Korrelation gibt die Stärke eines linearen Zusammenhangs zwischen zwei Messwertreihen in Form des Korrelationskoeffizienten (r) an. Der Korrelationskoeffizient kann Werte im Rahmen $-1 \leq r \leq 1$ annehmen. Beträgt er Null, dann liegt kein Zusammenhang vor, beträgt er 1 oder -1, dann liegen alle Wertepaare (n) im Koordinatensystem auf einer Linie. Für die Berechnungen der Stärke des Zusammenhangs wurde der Korrelationskoeffizient nach PEARSON (r_p) verwendet (Formel 3-17).

Formel 3-17

$$r_p = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_i - \bar{X})^2 \cdot \sum (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

r_p

X_i

\bar{X}

Y_i

\bar{Y}

Korrelationskoeffizient nach Pearson

Merkmal X

Mittelwert der Messreihe von Merkmal X

Merkmal Y

Mittelwert der Messreihe von Merkmal Y

Die Korrelationskoeffizienten wurden mithilfe des t-Tests auf Signifikanz überprüft. Das Quadrat des Korrelationskoeffizienten r ist das Bestimmtheitsmaß (R^2).

Die Regression stellt eine Abhängigkeit zweier (einfache Regression) oder mehrerer Größen (multiple Regression) durch eine Funktion dar. In dieser Arbeit wurden sowohl lineare als auch nicht lineare Regressionen verwendet. Teilweise fanden für die Modellbildung auch Transformationen statt, um eine Linearisierung zu erzeugen.

Die lineare Regressionsgleichung entspricht Formel 3-18.

Formel 3-18

| | |
|------------------|------------------------------------|
| y | Wert der abhängigen Variable |
| $y = a_1 + a_2x$ | a_1 Schnittpunkt mit der y-Achse |
| | a_2 Steigung |
| | x Wert der unabhängigen Variable |

Häufig konnten die Beziehungen zwischen zwei Merkmalen jedoch nicht durch eine Regressionsgerade beschrieben werden. In diesem Fall wurde eine nicht lineare Regression verwendet. Sie kam vor allem für die Entwicklung von Biomassefunktionen, Bestandeshöhenkurven und während der Entwicklung des Modell I zum Einsatz.

Aufgabe der Regressionsrechnung ist es, die Regressionskoeffizienten (z. B. a_1 und a_2 , siehe Formel 3-18) so zu bestimmen, dass die Summe der Abweichungsquadrate zwischen den beobachteten y -Werten und den aus der Regressionsgleichung geschätzten Werten (\hat{y}) minimal ist (SACHS 2012). Die Schätzung der Koeffizienten von linearen und nicht linearen Funktionen erfolgte in dieser Arbeit durch die Methode der kleinsten Quadrate nach CARL FRIEDRICH GAUSS mit den Programmen Microsoft Excel und/oder dem Statistikpaket R studio, Version 2.14.0 (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2011).

Die Güte der Regressionsschätzung wird über das Bestimmtheitsmaß und über den Standardfehler der Schätzung beurteilt. Dabei gibt das Bestimmtheitsmaß den Anteil der Streuung an, der durch die Regressionsfunktion erklärt werden kann (SACHS 2012). Der Standardfehler der Schätzung ist ein Maß dafür, wie nahe die durch die Regressionsgleichung prognostizierten Werte an den wahren Werten liegen.

Der Standardfehler der Schätzung ($S\varepsilon$) beruht auf dem Standardfehler der Residuen, wobei die Residuen über die Formel 3-19 und der Standardfehler über die Formel 3-20 definiert sind.

Formel 3-19

$$\varepsilon = \hat{y} - y$$

| | |
|---------------|---|
| ε | Residuum |
| \hat{y} | geschätzter Wert der abhängigen Variablen |
| y | gemessener Wert der abhängigen Variablen |

Formel 3-20

$$S\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum(\varepsilon_i)^2}{n - k}}$$

| | |
|-----------------|--|
| $S\varepsilon$ | Standardfehler der Regressionsschätzung |
| ε_i | Residuum des Einzelwertes der Regressionsschätzung |
| n | Anzahl der Beobachtungen |
| k | Anzahl der Parameter |

Das Bestimmtheitsmaß für einfache lineare Funktionen und für nicht lineare Funktionen entspricht der Formel 3-21. Die Formel setzt sich aus der Varianz der Residuen (ε) und der Varianz der abhängigen Variablen zusammen (PETZOLD 2011, SACHS 2012).

Formel 3-21

$$R^2 = 1 - \frac{s_\varepsilon^2}{s_y^2}$$

| | |
|-------------------|----------------------------------|
| R^2 | Bestimmtheitsmaß |
| s_ε^2 | Varianz der Residuen |
| s_y^2 | Varianz der abhängigen Variablen |

Wurden in einem Regressionsmodell mehr als eine erklärende Variable hinzugefügt (multiples Modell), so wurde das Bestimmtheitsmaß (R^2) korrigiert, indem der Stichprobenumfang (n) und die Anzahl der Parameter (k) der Funktion in die Funktion des Bestimmtheitsmaßes integriert wurden (Formel 3-22). Durch diese Korrektur wird eine Instabilität der Regression durch die steigende Anzahl der Parameter vermieden.

Formel 3-22

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{s_\varepsilon^2}{s_y^2} \cdot \frac{n - 1}{n - k}$$

| | |
|-------------|-------------------------------|
| R_{adj}^2 | korrigiertes Bestimmtheitsmaß |
| n | Stichprobenumfang |
| k | Anzahl der Parameter |

Die Güte der multiplen Modelle wurde neben dem R_{adj}^2 auch mit dem AIC-Kriterium (Akaike Information Criterion) beurteilt (Formel 3-23). AIC ist „eine Maßzahl für die Distanz zwischen einem unbekannten (wahren) Mechanismus und einem den Daten angepassten Modell“ (SACHS 2012).

Formel 3-23

$$AIC = n \cdot \log \left(\frac{RSS}{n - k - 1} \right) + 2(k + 1)$$

| | |
|------------|---|
| <i>AIC</i> | AIC-Kriterium |
| <i>n</i> | Anzahl der Beobachtungen |
| <i>RSS</i> | Summe der Abweichungsquadrate |
| <i>k</i> | Anzahl der erklärenden Variablen einschließlich Konstante |

Je niedriger der Wert des AIC ist, umso höher ist die Aussagekraft der multiplen Funktion im Vergleich zu anderen.

Zusätzlich zu den Gütemaßen wurden für jede Regressionsfunktion ein Hypothesentest zur Prüfung der einzelnen Koeffizienten mithilfe der t-Teststatistik¹¹ und eine zusammenfassende Prüfung aller Koeffizienten über die F-Teststatistik durchgeführt.

3.3.4 Varianzanalyse

Die Varianzanalyse untersucht den Einfluss eines oder mehrerer Faktoren auf die Untersuchungsergebnisse eines messbaren Merkmals (STORM 1979, CRARLEY 2007). Mithilfe des F-Wertes können signifikante Einflussgrößen bestimmt oder auch Interaktionseffekte unterschiedlicher Faktoren auf das untersuchte Merkmal herausgestellt werden. In dieser Arbeit wurde anhand der Covarianzanalyse (ANCOVA) untersucht, ob einzelne metrische Zielgrößen gesicherte Einflüsse auf abhängige Variablen haben. Die ANCOVA kam bei der Entwicklung des Modells II zum Einsatz und wurde mit dem Statistikpaket R durchgeführt.

3.3.5 Statistische Tests

Statistische Tests dienen dazu, anhand von Stichproben Hypothesen über die Grundgesamtheit zu überprüfen (STORM 1979).

Die aufgestellten Hypothesen lauten Nullhypothese H_0 und Alternativhypothese H_1 . Dabei besagt die Nullhypothese, dass die Testgröße im Annahmebereich der Testverteilung liegt.

Bei einem Mittelwertsvergleich (t-Test) wird eine Testgröße mit der Testgrößenverteilung verglichen. Die Nullhypothese besagt: Der Unterschied zwischen den Mittelwerten ist gleich Null. Ähnliches wird gemacht, um den Anstieg einer Geraden zu testen. In diesem Fall lautet die Nullhypothese: Der Anstieg der Geraden ist gleich Null. Mit nichtparametrischen Tests

¹¹ Die Irrtumswahrscheinlichkeit für die Koeffizienten der Regressionsanalyse wird im Ergebniskapitel mit den Symbolen *, ** und *** gekennzeichnet. Dabei steht *, ** und *** für die Irrtumswahrscheinlichkeit 0,05, 0,01 und 0,001.

wird überprüft, ob die Messwerte der Stichprobe einer bestimmten Verteilung (z. B. der Weibull-verteilten Grundgesamtheit) entsprechen.

Die Nullhypothese wurde abgelehnt, wenn die empirische Irrtumswahrscheinlichkeit die Grenze von $p = 0,05$ übersteigt. Die Berechnung der Testwerte bzw. der Wahrscheinlichkeiten zur Ablehnung der Testwerte (p) wurde mit dem Statistikprogramm R durchgeführt.

In dieser Untersuchung wurde überwiegend getestet, ob Mittelwerte signifikant verschieden sind, d. h. ob die Stichprobenmittelwerte ausreichend weit auseinanderliegen, dass man eine Differenz der Mittelwerte der Grundgesamtheiten konstatieren kann. Weiterhin wurde untersucht, ob Abhängigkeiten einer Variablen von einer oder zwei unabhängigen Variablen signifikant sind und ob einzelne Parameter der Regressionsfunktion einen signifikanten Einfluss auf die abhängige Variable haben.

Prüfen von Mittelwertunterschieden

Für den Vergleich von zwei Mittelwerten aus normalverteilten Grundgesamtheiten wurde der t-Test für unabhängige Stichproben ausgeführt. Zur Gegenüberstellung von modellierten und realen Werten in der Validierung wurde der t-Test für gepaarte Stichproben verwendet.

Stammen die Stichproben nicht aus normalverteilten Grundgesamtheiten, wurde konform zum t-Test der Test nach WILCOXON, MANN und WHITNEY verwendet.

Vergleich von Streuungsunterschieden

Die Hypothesenprüfung bezüglich der Streuung von zwei Stichproben wurde mit dem F-Test durchgeführt. Bei mehr als zwei Stichproben wurde der BARTLETT- (parametrisch) oder der FLIGNER-KILLEEN-Test (nicht parametrisch) verwendet.

Prüfung der Verteilung

Die Prüfung auf Normalverteilung einer Stichprobe wurde mit dem SHAPIRO-WILKS-Test durchgeführt. Die Annahme der Normalverteilung ist die Grundlage für das Durchführen vieler statistischer Tests und Varianzanalysen. Daher wurde der SHAPIRO-WILKS-Test an zahlreichen Messreihen und Zufallsgrößen angewendet.

Mit dem χ^2 -Test nach PEARSON wurde untersucht, ob die Häufigkeiten gemessener Zufallsgrößen der Verteilung der Weibull-Funktion entsprechen. Die Gleichung zur Ermittlung des χ^2 -Wertes entspricht der Formel 3-24.

Formel 3-24

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(h_i \cdot ht_i)^2}{ht_i}$$

| | |
|----------|---|
| χ^2 | Testwert |
| h_i | absolute Klassenhäufigkeit von Merkmal x |
| ht_i | theoretische absolute Klassenhäufigkeit von Merkmal x |
| k | Anzahl der Klassen |

Der χ^2 -Wert wurde mit dem Tafelwert der χ^2 -Verteilung verglichen. War der errechnete Wert größer als der Tafelwert, dann wurde die Nullhypothese zurückgewiesen.

3.4 Modellbildung und Modellvalidierung

In der vorliegenden Arbeit wurden zwei empirische Ansätze zur Schätzung des Biomasseertrags von KUP aus Weiden entwickelt. Die Modelle sind trotz gleicher Zielstellung inhaltlich sehr unterschiedlich und werden innerhalb der Diskussion praxisrelevanten Zielen untergeordnet.

Die Modellsynthese erfolgte über lineare und nicht lineare statistische Regressionsmodelle mit den jeweils vorgestellten Ertragskennwerten bzw. Funktions- und Verteilungsparametern (a_0 , a_1 bzw. b , c) der Untersuchungsobjekte. Dafür wurden zunächst verschiedene Modellkonzepte entworfen, wovon zwei in Kapitel 4 als Algorithmus und grafisch vorgestellt werden. Die Entwicklung der Modelle wurde mit der Statistiksoftware R und der Microsoft-Office-Anwendung Excel vorgenommen.

Beide Modelle wurden anhand von unabhängigen Datensätzen mithilfe der Validierung überprüft. Dafür wurden Korrelationskoeffizienten benutzt, spezielle statistische Gütekriterien herangezogen, aber auch visuelle Gegenüberstellungen eingesetzt. Nachfolgend werden einzelne Validierungskenngrößen vorgestellt.

Die Validierung verfolgt eine quantitative Gegenüberstellung von Modellschätzungen und beobachteten Werten. Für die Validierung wurden relevante Maße wie Verzerrung, Präzision und Treffgenauigkeit verwendet (PRETZSCH 2001, WALTHER und MOORE 2005). Die Verzerrung (\bar{e}) der Schätzung wird über die Differenz der geschätzten (x_i) und der beobachteten (X_i) Biomasseerträge bzw. Biomassefunktionsparameter aller Untersuchungsflächen ($i = 1, \dots, n$) berechnet (Formel 3-25).

Formel 3-25

| | | |
|---------------------------------------|-----------|---------------------------|
| $\bar{e} = \frac{\sum(x_i - X_i)}{n}$ | \bar{e} | Verzerrung |
| | x_i | geschätzter Wert |
| | X_i | beobachteter Wert |
| | n | Anzahl der Untersuchungen |

Systematische Abweichungen vom Beobachtungswert können in Relation zum mittleren Beobachtungswert \bar{X} beschrieben werden (Formel 3-26).

Formel 3-26

| | | |
|---|-------------|---|
| $\bar{e}\% = \frac{\bar{e} \cdot 100}{\bar{X}}$ | $\bar{e}\%$ | Prozentuale Verzerrung |
| | \bar{e} | Verzerrung |
| | \bar{X} | mittlerer Beobachtungswert des Merkmals X |

In dieser Untersuchung bezieht sich der mittlere Beobachtungswert auf die Biomasseleistung [$t_{atro} \cdot ha^{-1}$] des Validierungsdatensatzes.

Ein Maß für die Modellvariation ist die Präzision (s_e) (Formel 3-27). Sie stellt die Standardabweichung der Verzerrung dar (PRETZSCH und DURSKEY 2001).

Formel 3-27

| | | |
|--|-----------|---------------------------|
| $s_e = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{e} - X_i)^2}{n - 1}$ | s_e | Präzision |
| | x_i | geschätzter Wert |
| | \bar{e} | Verzerrung |
| | X_i | beobachteter Wert |
| | n | Anzahl der Untersuchungen |

Die Treffgenauigkeit wird durch die Formel 3-28 beschrieben und ist ein Maß für den Grad der Annäherung der Schätzung an die Wirklichkeit (PRETZSCH 2001).

Formel 3-28

| | | |
|---|-------|---------------------------|
| $m_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - X_i)^2}{n - 1}}$ | m_x | Treffgenauigkeit |
| | x_i | geschätzter Wert |
| | X_i | beobachteter Wert |
| | n | Anzahl der Untersuchungen |

4 Ergebnisse

4.1 Deskriptive Analyse der Ertragskennwerte

Die Ertragskennwerte Austriebanzahl, dg, hg, h_o, Klon, Alter, dGZ und die Pflanzplatzgröße sind getrennt nach Untersuchungsobjekten in Tabelle 4-1 zusammengefasst.

Tabelle 4-1: Zusammenstellung der Ertragskennwerte für jedes Untersuchungsobjekt.

| Standort | Austriebanzahl [N·ha ⁻¹] | dg [cm] | hg [m] | h _o [m] | Klon | Alter [a] | dGZ [t _{atro} ·ha ⁻¹ ·a ⁻¹] | Pflanzplatzgröße [m ²] |
|-------------|---|------------|-----------|-----------------------|--------|--------------|--|---------------------------------------|
| Gersdorf | 9300 | 4,35 | 8,6 | 9,1 | Inger | 5 | 7,79 | 1,00 |
| Cahnsdorf | 16700 | 1,48 | 3,6 | 4,5 | Tora | 3 | 1,83 | 0,89 |
| Cahnsdorf | 22700 | 2,19 | 2,8 | 6,1 | Jorr | 3 | 4,37 | 0,56 |
| Cahnsdorf | 23050 | 1,27 | 3,0 | 5,0 | Tordis | 3 | 2,11 | 0,56 |
| Köllitsch | 26133 | 2,15 | 4,0 | 4,1 | Inger | 4 | 4,17 | 0,62 |
| Köllitsch | 25659 | 2,84 | 6,0 | 7,6 | Inger | 4 | 8,84 | 0,84 |
| Thammenhain | 12037 | 1,75 | 3,4 | 5,4 | Tordis | 2 | 2,18 | 0,90 |
| Thammenhain | 12269 | 1,81 | 4,2 | 5,1 | Inger | 2 | 2,38 | 0,90 |
| Thammenhain | 8913 | 2,05 | 4,7 | 5,6 | Tordis | 3 | 1,74 | 0,90 |
| Thammenhain | 12992 | 2,10 | 4,7 | 5,0 | Inger | 3 | 2,59 | 0,90 |
| Pommritz | 29282 | 2,55 | 6,0 | 7,4 | Inger | 3 | 7,78 | 0,90 |
| Pommritz | 26389 | 2,69 | 6,5 | 7,5 | Tordis | 3 | 9,06 | 0,90 |
| Bornim | 15625 | 2,31 | 5,1 | 6,1 | Inger | 3 | 3,77 | 0,90 |
| Bornim | 14930 | 2,23 | 5,3 | 6,2 | Tordis | 3 | 4,07 | 0,90 |
| Grünewalde | 19675 | 2,09 | 4,5 | 5,3 | Inger | 3 | 3,79 | 0,90 |
| Grünewalde | 23032 | 2,08 | 4,9 | 5,3 | Tordis | 3 | 5,93 | 0,90 |
| Methau | 53228 | 1,32 | 4,1 | 4,4 | Ulv | 3 | 4,85 | 0,56 |
| Methau | 49363 | 1,99 | 5,0 | 6,0 | Ulv | 4 | 8,10 | 0,56 |
| Methau | 46466 | 2,17 | 5,7 | 6,4 | Ulv | 5 | 6,98 | 0,56 |
| Methau | 42642 | 2,36 | 6,3 | 7,3 | Ulv | 6 | 7,43 | 0,56 |
| Methau | 46698 | 2,35 | 6,3 | 7,5 | Ulv | 7 | 6,26 | 0,56 |
| Methau | 23800 | 1,94 | 5,3 | 7,4 | Jorr | 3 | 4,81 | 0,56 |
| Methau | 28778 | 2,41 | 6,1 | 5,7 | Jorr | 4 | 6,71 | 0,56 |
| Methau | 27302 | 2,40 | 6,1 | 7,3 | Tora | 3 | 8,08 | 0,56 |
| Methau | 25204 | 2,96 | 6,3 | 6,7 | Tora | 4 | 7,74 | 0,56 |
| Methau | 40899 | 2,3 | 6,1 | 6,1 | Tora | 6 | 6,95 | 0,56 |
| Methau | 44954 | 2,3 | 5,6 | 6,9 | Tora | 7 | 5,83 | 0,56 |
| Großschirma | 23828 | 2,23 | 4,8 | 6,1 | Inger | 2 | 7,25 | 0,87 |
| Großschirma | 29314 | 2,10 | 5,0 | 5,4 | Sven | 2 | 9,15 | 0,87 |
| Großschirma | 28628 | 2,19 | 5,6 | 6,1 | Tordis | 2 | 8,33 | 0,87 |
| Kuhstorf | 41875 | 2,07 | 5,2 | 6,6 | Jorr | 3 | 6,24 | 0,56 |

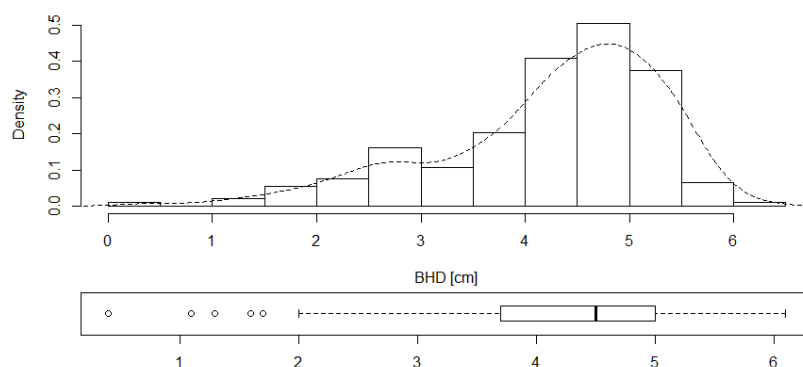
Sowohl die Lage der Standorte als auch durchschnittliche Temperatur- und Niederschlagswerte wurden bereits in Kapitel 3 genannt. Die Analyse spezieller Standort- und Witterungsdaten war nicht Gegenstand dieser Untersuchung.

Da die Messwerte ausschließlich in KUP der ersten Rotation erhoben wurden, entspricht das Alter in Tabelle 4-1 sowohl dem Austrieb- als auch dem Wurzelalter. Die Pflanzplatzgröße pro Steckling konnte aus dem Pflanzdesign ermittelt werden und schwankt in der Untersuchung zwischen 0,56 m² (Methau, Cahnisdorf) und 1 m² (Gersdorf). Insgesamt konnten sechs Weidenklone beprobt werden, wobei der Klon Inger auf neun Untersuchungsobjekten der am häufigsten angebaute Klon war.

In den nächsten Abschnitten werden die Ertragskennwerte in Form einer deskriptiven Analyse bewertet und Abhängigkeiten zum Biomasseertrag herausgearbeitet.

4.1.1 Durchmesser des Grundflächenmittelstammes

Mit der Vollkluppung wurden die BHD aller Austriebe auf einer Stichprobenfläche bestimmt und in Form von Häufigkeitsverteilungen dargestellt. Beispielhaft sind in Abbildung 4-1 die Ergebnisse der Vollkluppung für die Flächen Gersdorf (Inger, 5 Jahre) und Thammenhain (Tordis, 3 Jahre) in Form von Häufigkeitsdiagrammen (Histogramme und Boxplots) abgebildet.



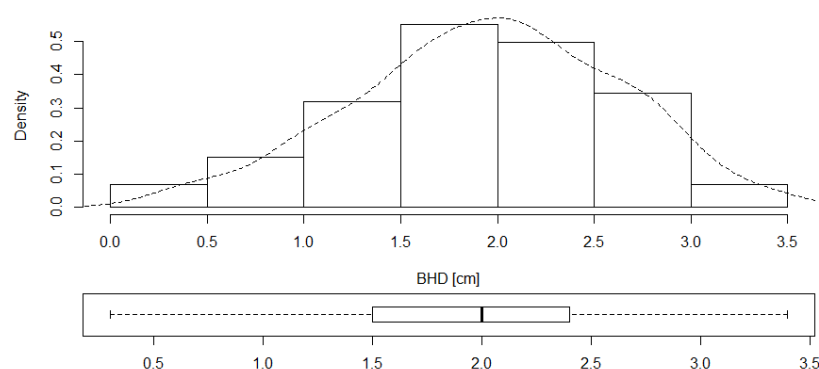


Abbildung 4-1: Histogramme und Boxplots für die KUP Gersdorf (Inger, 5 Jahre) oben und Thammenhain (Tordis, 3 Jahre) unten.

In der Darstellung sind Minimum, Maximum, der Median und die Quartile der Durchmesser zu erkennen. Die Durchmesser der Grundflächenmittelstämme der KUP Gersdorf und Thammenhain betragen 4,39 und 2,05 cm. Diese Werte befinden sich links neben bzw. auf dem Median (vgl. Abbildung 4-1). Damit sind 50 % der Austriebe stärker als der arithmetische Mittelwert. Die daraus resultierenden linksschiefen Verteilungen wurden an fast allen Untersuchungsobjekten festgestellt.

Der mittlere dg aller Untersuchungsobjekte beträgt 2,19 cm. Der geringste dg mit 1,27 cm wurde in der dreijährigen KUP in Cahnsdorf und der stärkste dg in der fünfjährigen KUP in Gersdorf bestimmt. Mit zunehmendem Alter steigt der dg einer KUP leicht an (Abbildung 4-2), was auf das Wachstum der einzelnen Austriebe und/oder das Absterben schwächerer Austriebe zurückgeführt werden kann. Der Anstieg ist jedoch nicht signifikant (Test nach KRUSKAL WALLIS, p-Wert = 0,3631).

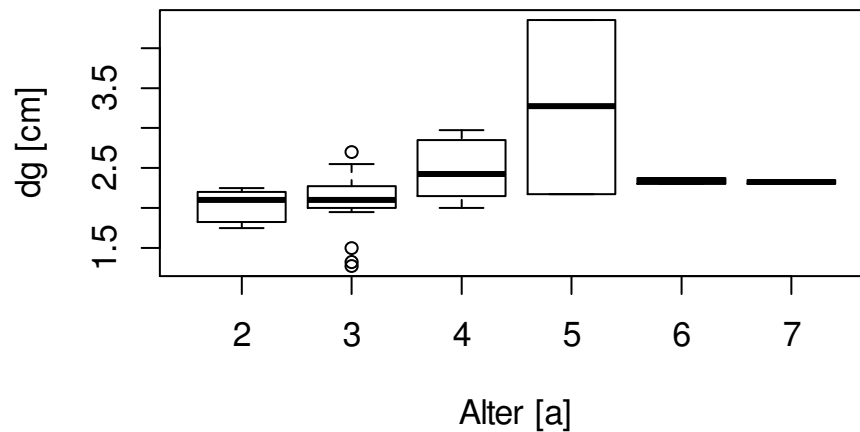


Abbildung 4-2: Abhängigkeit des dg vom Alter.

Weiterhin wurde untersucht, ob die Austriebszahl pro Hektar oder der Klon den Grundflächenmittelstamm beeinflussen. Doch auch in Bezug auf diese Merkmale wurden keine Lageunterschiede der dg-Verteilung festgestellt.

4.1.2 Höhe der Grundflächenmittelstämme und Oberhöhen

Die Bestandesmittelhöhen und die Bestandesoberhöhen der Plantagen wurden über flächenspezifische Bestandeshöhenkurven bestimmt. Insgesamt wurden 31 flächenspezifische Bestandeshöhenkurven aufgestellt. Dabei zeigte die Höhenfunktion nach PRODAN durchweg eine hohe Anpassung an die Messwertpaare (BHD, Höhe). Das Bestimmtheitsmaß ist stets größer als 0,9.

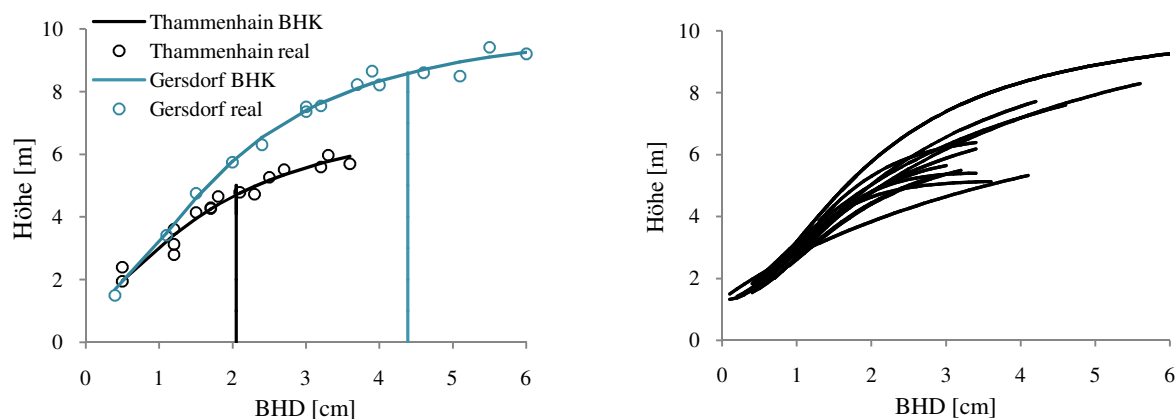


Abbildung 4-3: Bestandeshöhenkurven (BHK) nach PRODAN von Gersdorf ($R^2 = 0.95$) und Thammenhain ($R^2 = 0.95$) (links) und Bestandeshöhenkurven der 31 Untersuchungsobjekte (rechts).

In der Abbildung 4-3 (links) sind die an die Messwertpaare angepassten Bestandeshöhenkurven der KUP Gersdorf (5 Jahre) und Thammenhain (3 Jahre) dargestellt. Sie zeigen, dass mit zunehmendem Durchmesser die Höhe der Austriebe steigt. Der Verlauf der Kurven ist jedoch sehr unterschiedlich. Eine fünfjährige 2 cm starke Pflanze in Gersdorf ist beispielsweise 5,75 m hoch, ein 2 cm starker dreijähriger Austrieb in Thammenhain nur 4,73 m. Die senkrechten Linien in der Darstellung links entsprechen im Schnittpunkt mit der x-Achse den dgs und im Schnittpunkt mit der Bestandeshöhenkurve den jeweiligen Bestandesmittelhöhen (hg). Die Bestandeshöhenkurven aller 31 Untersuchungsobjekte sind in Abbildung 4-3 (rechts) abgebildet. Diese Kurven verdeutlichen die Unterschiede zwischen den Beständen.

Im Mittel aller Untersuchungsobjekte beträgt die Höhe des Grundflächenmittelstammes 5,35 m. Die höchsten hg wurden auf der fünfjährigen Plantage in Gersdorf ($hg = 8,6$ m) und die niedrigsten auf der vierjährigen Plantage in Kuhstorf ($hg = 2,9$ m) ermittelt.

Die Bestandesmittelhöhe ist nicht signifikant vom Alter der Plantagen abhängig. In Abbildung 4-4 sind die Bestandesmittelhöhen aller 31 Untersuchungsobjekte im Alter von 2 bis 7 Jahren in Form von Boxplots dargestellt. Mit zunehmendem Alter steigt der Median der Bestandesmittelhöhen zunächst bis zum Alter von 5 Jahren und sinkt danach leicht ab (KRUSKAL-WALLIS-Test, p-Wert = 0,414).

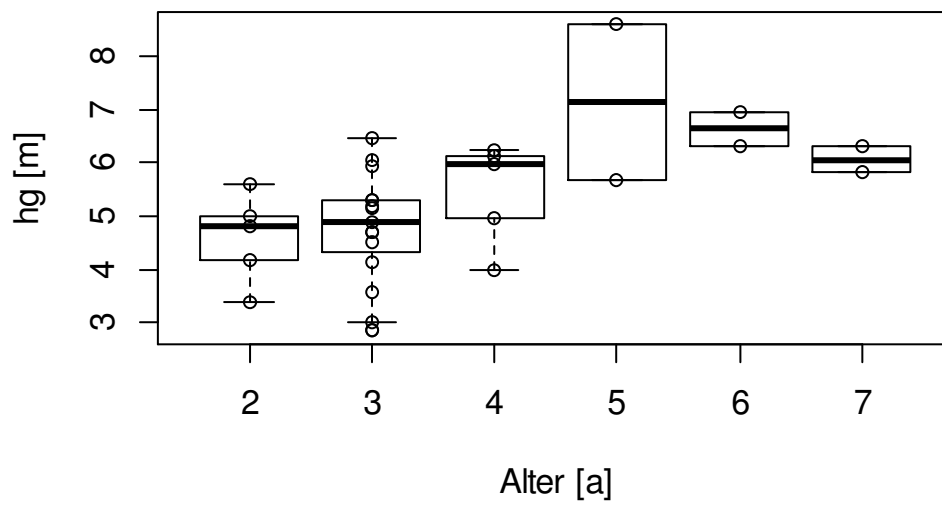


Abbildung 4-4: Abhängigkeit der Bestandesmittelhöhe vom Alter.

Die Bestandesoberhöhen zeigen dagegen einen deutlicheren Trend bis zum Alter von 7 Jahren, aber auch hier wurden keine signifikanten Unterschiede festgestellt.

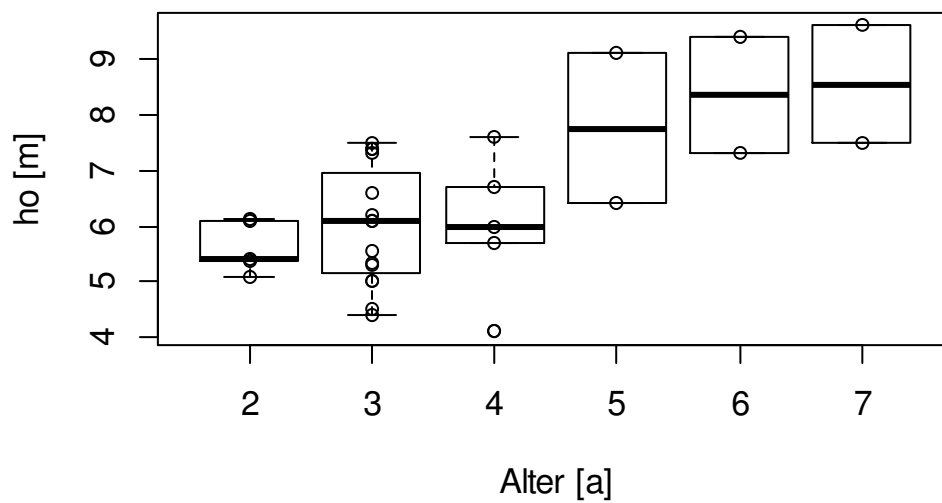


Abbildung 4-5: Abhängigkeit der Bestandesoberhöhe vom Alter.

4.1.3 Austriebanzahl pro Hektar

Die verwendeten Weidenklone sind vieltriebig. Bereits in der ersten Rotation können aus einem Steckholz mehrere Stämme austreiben. Die Steckhölzer der Untersuchungsobjekte hatten im Durchschnitt ca. 1,9 Austriebe pro Steckling. Die höchste Anzahl mit durchschnittlich drei Austrieben pro Steckling konnte auf der KUP in Methau am dreijährigen Klon Ulv ermittelt werden. Weiterhin wurde deutlich, dass Klon Ulv signifikant mehr Austriebe pro Steckling erzeugt als alle anderen Klone, welche sich untereinander in diesem Merkmal kaum unterscheiden. Die Anzahl der ausgebrachten Stecklinge auf der Fläche hatte wiederum keinen Einfluss auf die Anzahl der Austriebe pro Steckling. Signifikante Zusammenhänge wurden zwischen der Anzahl der Austriebe und der Anzahl der Stecklinge festgestellt (p-Wert nach KRUSKAL-WALLIS = 0,0026). Das bestätigt auch die starke negative Korrelation mit einem Wert von -0,6855. Danach ist die Austriebanzahl auf der Fläche umso niedriger, je höher die Abstände zwischen den Steckhölzern sind.

Abbildung 4-6 gibt einen Überblick über die Austriebanzahlen in Verbindung mit der Stecklingsanzahl bzw. Pflanzplatzgröße. Dafür wurden die sieben Pflanzplatzgrößen (siehe Tabelle 4-1) in drei Klassen eingeteilt (1 m²; 0,84-0,9 m²; 0,56-0,62 m²). Insgesamt gab es nur ein Untersuchungsobjekt mit einer Pflanzplatzgröße von 1 m² und jeweils 14 bzw. 15 Untersuchungsobjekte mit einer Pflanzplatzgröße von 0,84 bis 0,9 m² und 0,56 bis 0,62 m². Maximal konnten 53.228 Austriebe in der „dritten“ Klasse und minimal 8.913 Austriebe pro Hektar in der „ersten“ Klasse festgestellt werden.

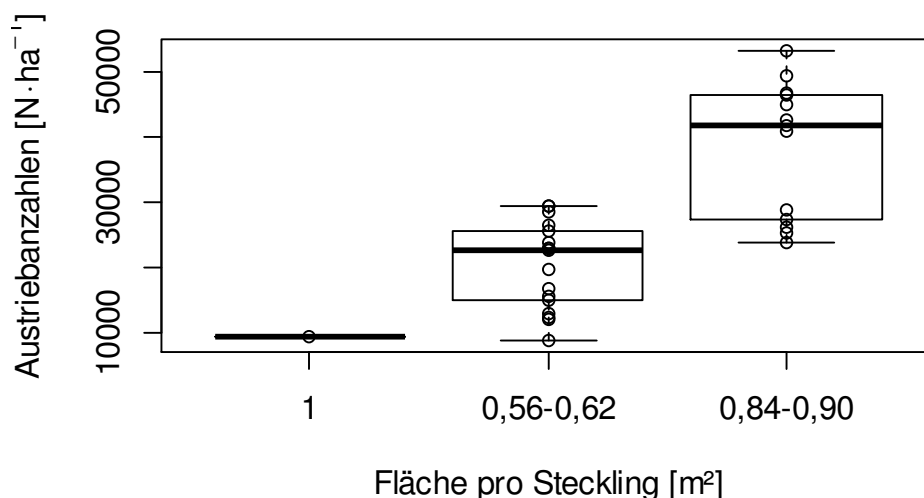


Abbildung 4-6: Abhängigkeit der Austriebanzahlen pro Hektar von der Pflanzplatzgröße.

4.1.4 Biomassefunktionen und Ertragsleistung

Die BM der Plantagen wurde über Biomassefunktionen ermittelt. Zur Aufstellung dieser Funktionen sind in den Untersuchungsobjekten Regressionsstichproben mit den Wertepaaren BHD und BM entnommen worden. Über die allometrische Funktion wurden diese Wertepaare regressionsanalytisch ausgeglichen. Die Bestimmtheitsmaße der 31 flächenspezifischen Biomassefunktionen für die Anpassung der Wertepaare an die allometrische Funktion liegen bei $R^2 > 0,90$. In Abbildung 4-7 sind die Biomassefunktionen der KUP Gersdorf und Thammenhain dargestellt. Die Funktionen zeigen einen typischen Verlauf, denn mit zunehmendem Durchmesser der Einzeltriebe steigt die BM an. Darüber hinaus bestimmt die Lage der Durchmesserverteilung den Wertebereich der Biomassefunktion.

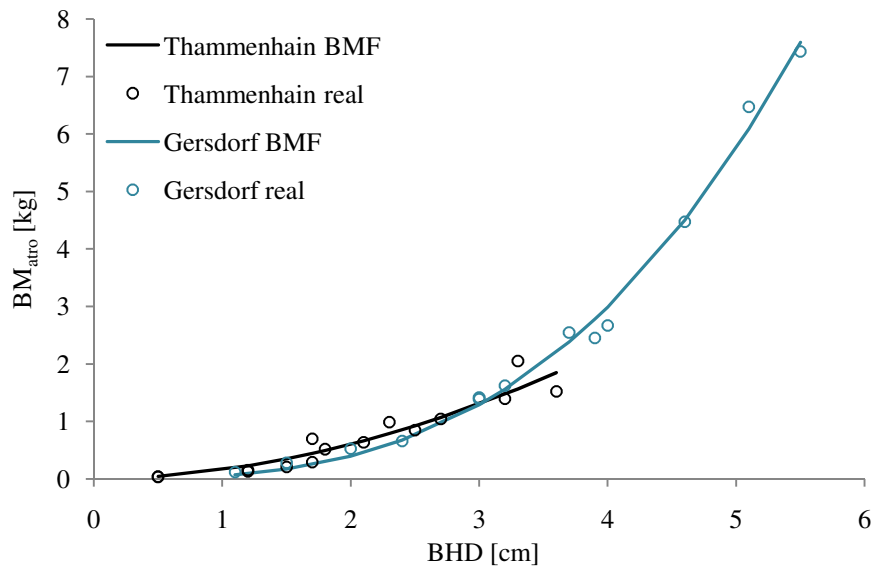


Abbildung 4-7: Biomassefunktionen der Plantagen Gersdorf ($R^2 = 0,99$) und Thammenhain ($R^2 = 0,90$)

Die Form der Biomassefunktion wird über die Koeffizienten a_0 und a_1 bestimmt. Sie zeigen, in welcher Relation die BM eines Austriebs zum BHD steht. Dabei ist die BM eines Austriebs tendenziell umso höher, je höher der Wert des Koeffizienten a_0 ist. In Abbildung 4-7 sind die Biomassefunktionen mit dem niedrigsten ($a_0 = 0,052$, Gersdorf) und höchsten ($a_0 = 0,162$, Thammenhain) Wert für a_0 abgebildet, wobei die Thammenhainer Biomassefunktion einen deutlich flacheren Verlauf zeigt.

Weiterhin konnte festgestellt werden, dass zwischen den Koeffizienten aller 31 flächenspezifisch entwickelten Biomassefunktionen eine sehr starke negative Korrelation besteht ($r = -0,85$), die auch in Form einer linearen Abhängigkeit dargestellt (Abbildung 4-8 und beschrieben (Formel 4-1) werden kann. Folglich hat die Biomassefunktion von Gersdorf nicht nur den niedrigsten Wert für a_0 , sondern auch den höchsten Wert für a_1 (2,92).

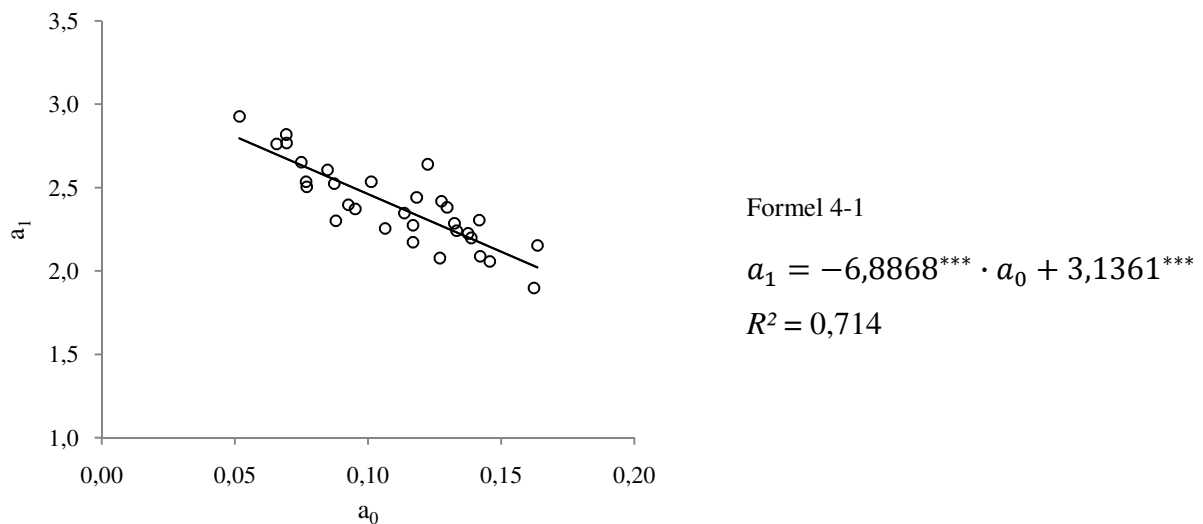


Abbildung 4-8: Beziehung zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 der 31 Biomassefunktionen, grafisch und als Formel.

Die Beziehung zwischen den Koeffizienten ist mit einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,741$ hoch signifikant (p-Wert der F-Statistik = $1,425e-0,9$).

In der Abbildung 4-9 sind ergänzend die Biomassefunktionen aller Untersuchungsobjekte dargestellt. Es wird deutlich, wie verschieden deren Lage und Form sein kann. Die Koeffizienten einer Biomassefunktion können daher nicht beliebig auf andere Flächen oder Alter übertragen werden.

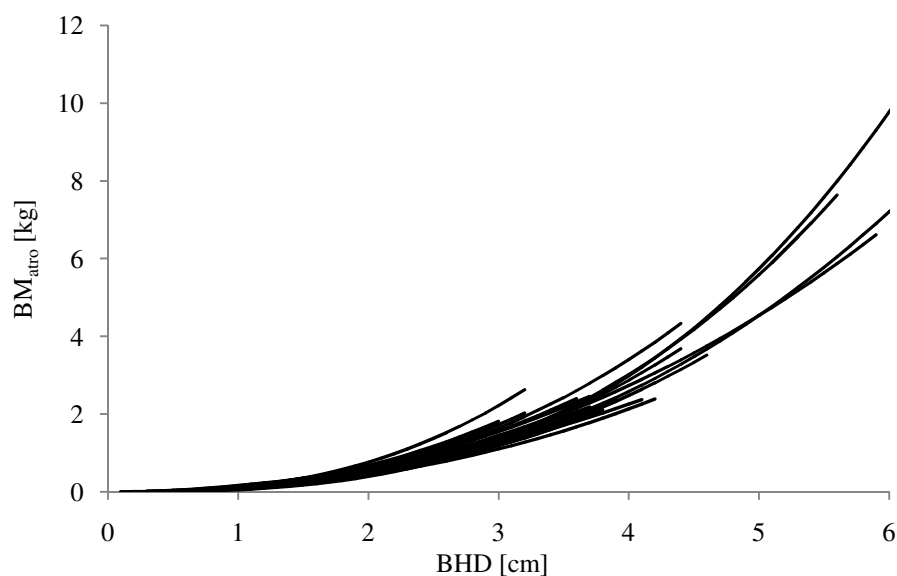


Abbildung 4-9: Biomassefunktionen von 31 Untersuchungsobjekten

Sind die Werte der Koeffizienten bekannt, dann kann mit der Biomassefunktion für jedes Individuum die zugehörige Biomasse berechnet werden. Die Summe der Einzelbiomassen in Relation zur Durchmesserstichprobenfläche ergibt schließlich den flächenbezogenen Ertrag.

Der Ertrag einer KUP entspricht der gesamten oberirdischen Biomasse und kann zeitbezogen auch als durchschnittlicher Gesamtzuwachs [$t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$] oder als Gesamtertrag ohne Zeitbezug [$t_{atro} \cdot ha^{-1}$] angegeben werden. Der dGZ eignet sich besonders gut, um Ertragsdaten verschiedener KUP zu vergleichen, da der Gesamtertrag der Plantage in Relation zur Standzeit wiedergegeben wird. Der durchschnittliche dGZ aller beobachteten Untersuchungsobjekte beträgt $6,26 t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$. Den niedrigsten dGZ erzielte der dreijährige Klon Tordis auf der KUP in Thammenhein mit einem Wert von $1,74 t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$. Der höchste dGZ ($9,15 t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$) konnte von den Weiden der Klonsorte Sven auf der zweijährigen KUP in Großschirma ermittelt werden.

4.2 Ertragsbestimmende Zielgrößen

Die Höhe und der BHD sind maßgebend für die Biomasseermittlung eines Baumes. Auf Bestandesebene spielt zusätzlich die Anzahl der Austriebe pro Hektar eine entscheidende Rolle. Damit nimmt die Bestandesbiomasse mit steigender Austriebanzahl, stärkerem BHD und höheren Austrieben zu. Weiterhin ist davon auszugehen, dass bei gleichen Durchmessern, Höhen und Bestandesdichten Alter und Klon keinen Einfluss auf den Ertrag haben. In den nun folgenden Ausführungen werden die ertragsbestimmenden Kennwerte für die Biomasseermittlung statistisch analysiert und bewertet.

4.2.1 Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und Klonauswahl

Auf den 31 Untersuchungsobjekten wurden sieben unterschiedliche Klone angebaut. Jeder Klon zeichnet sich durch ein spezifisches, genetisch impliziertes Verhalten/Wachstum bzw. Reaktionsvermögen auf Umwelteinflüsse aus (GEBHARD 2012). Die Boxplots in Abbildung 4-10 zeigen die durchschnittlichen Gesamtzuwächse der Untersuchungsobjekte, getrennt nach Klonen. Die Markierungen geben Auskunft über die Lage der Einzelwerte. Es wird deutlich, dass sich die Erträge sowohl innerhalb als auch zwischen den Klonen unterscheiden. Den höchsten Ertrag erzielte zwar Klon Sven mit $9,15 t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$, aber ein Vergleich mit anderen Klonen war nicht möglich, da von Sven nur ein Untersuchungsobjekt zur Verfügung stand. Den zweithöchsten Ertrag erzielte Klon Tora mit einem Median von $6,95 t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$. In dieser Gruppe stammen vier der fünf Erträge von der Plantage Methau. Der Ausreißer in der Gruppe stammt von der Plantage Cahnsdorf. Dieser Ertrag ($1,83 t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$) weicht extrem von den anderen ab, was evtl. auf den Einfluss des Standortes zurückzuführen ist. Die stärkste

Varianz innerhalb der Klongruppen besitzt der Klon Tordis mit einem Variationskoeffizienten von 75 %. Die Erträge der Klone Ulv, Tora und Jorr dagegen variieren innerhalb des Klons mit durchschnittlich 25 % deutlich geringer. Zu beachten ist jedoch, dass die Ertragswerte von Tordis von sechs und die der Klone Ulv, Tora und Jorr von zwei unterschiedlichen Standorten generiert worden sind. Demnach scheint die Variation der Ertragswerte innerhalb der Klongruppen mit der Inhomogenität der unterschiedlichen Standorte in Zusammenhang zu stehen.

Allerdings kann ebenso das Alter und die Bestandesdichte zur Varianz der dGZ beitragen. Beispielsweise sind ab dem Alter von vier Jahren keine dGZ unter $6 \text{ t}_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$ mit Ausnahme einer Fläche in Köllitsch zu finden. Bei Austriebanzahlen unter 20.000 findet sich nur auf dem Standort Gersdorf eine fünfjährige Inger-Fläche mit mehr als $4 \text{ t}_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{a}^{-1}$. Weil die Stichprobenumfänge sehr gering waren und die Varianzen innerhalb der Klone teilweise groß sind, zeigte der nichtparametrische Test auf Unterschiede zwischen den Lagen der dGZ-Verteilungen der Klone keine Unterschiede im Biomasseertrag (p-Wert = 0,307, nach KRUSKAL WALLIS).

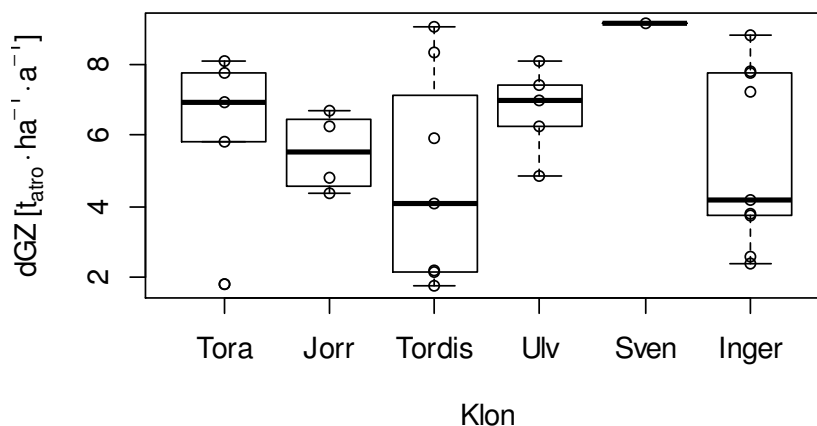


Abbildung 4-10: Abhängigkeit der dGZ von der Wahl des Klons.

Unterstützt wird diese Aussage durch die Abbildung 4-11. Hier sind die Ertragsdaten aller dreijährigen Klone zusammengefasst. Es wird deutlich, dass die mittleren Biomasseerträge in den Klongruppen bei gleichem Alter kaum Unterschiede zwischen den Klonen aufweisen.

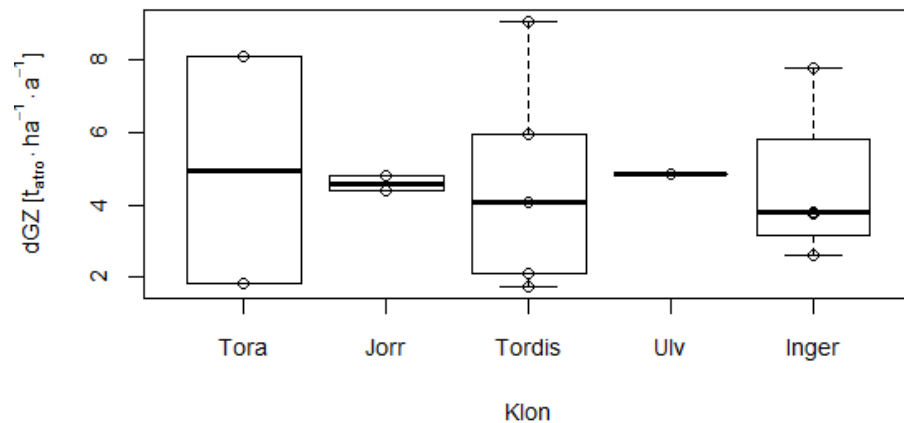


Abbildung 4-11: Abhängigkeit der dGZ aller dreijährigen KUP von der Wahl des Klons.

4.2.2 Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und Austriebanzahl pro Hektar

Die Austriebanzahl pro Hektar korreliert mit einem Wert von 0,62 stark mit der Biomasse. Dabei können 39 % der Variationen der Biomasse über die Bestandesdichte beschrieben werden (Bestimmtheitsmaß aus der Regressionsanalyse, $R^2 = 0,39$). In Abbildung 4-12 wird die Beziehung zwischen Austriebanzahl und Biomasse verdeutlicht.

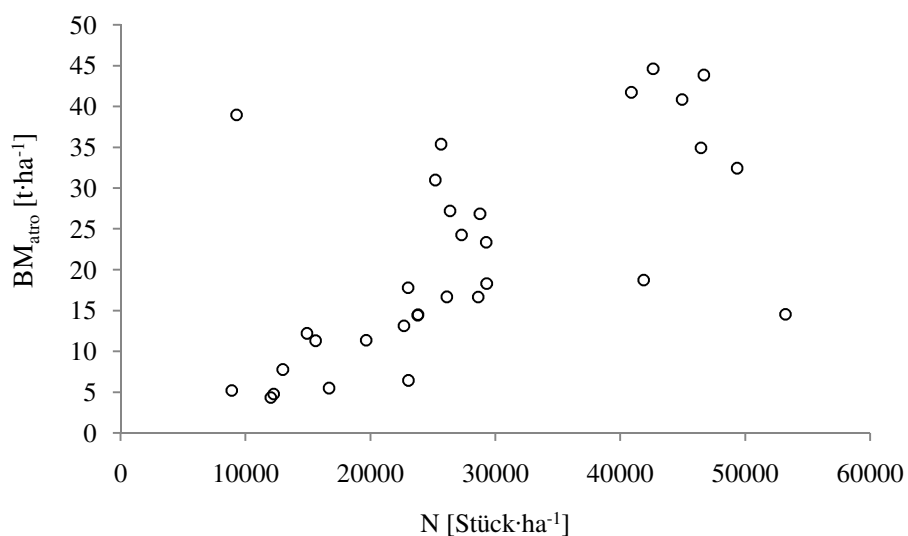


Abbildung 4-12: Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und der Austriebanzahl pro Hektar.

Signifikante Unterschiede zwischen den dGZ-Werten konnten nach Clusterung der Untersuchungsobjekte in drei Bestandesdichteklassen herausgestellt werden (KRUSKAL WALLIS, p-Wert = 2,765e-06).

Dazu wurden alle Untersuchungsobjekte mithilfe der hierarchischen Clusteranalyse in Klassen unterschiedlicher Austriebzahlen eingeteilt. Insgesamt wurden drei Klassen gebildet, welche in Abbildung 4-13 auf der x-Achse eingetragen sind. Die durchschnittlichen Gesamtzuwächse der Untersuchungsobjekte sind als Boxplots dargestellt. Die Streuungen der Boxplots innerhalb der Klassen zeigen einerseits, dass der Ertrag von KUP trotz ähnlicher Bestandesdichten sehr stark schwankt, was evtl. auf standörtliche Unterschiede zurückgeführt werden kann. Die Lage der Mediane zwischen den Klassen zeigen andererseits, dass mit zunehmender Austriebanzahl der Ertrag von KUP aus Weide tendenziell steigt.

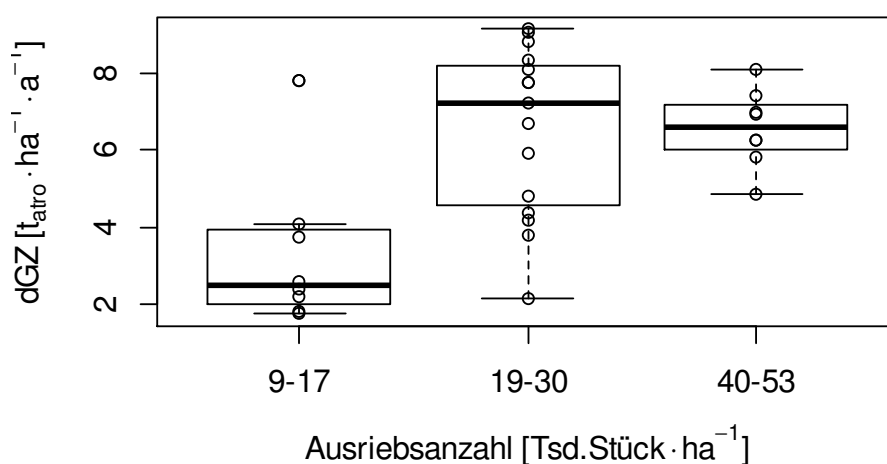


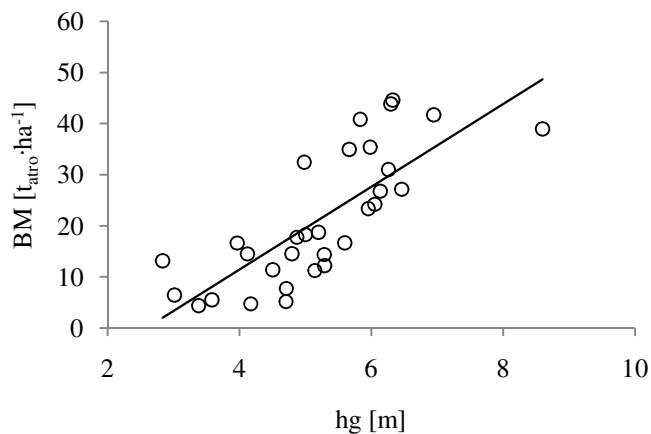
Abbildung 4-13: Gegenüberstellung der dGZ-Werte in den Clustern (Austriebanzahl).

Eine starke Streuung der dGZ-Werte kann innerhalb der zweiten Klasse mit Austriebanzahlen von 19-30 Tsd. festgestellt werden (Abbildung 4-13). Wie oben angedeutet, ist diese Varianz evtl. auf Standort- oder Witterungsunterschiede zwischen den 15 Untersuchungsobjekten zurückzuführen. Die dGZ-Werte dieser Gruppe schwanken zwischen 2,1 und 9,1 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$. Da die Austriebanzahlen in der Klasse sehr ähnlich sind, wurden die Ertragsschwankungen der 15 KUP wahrscheinlich durch andere Größen beeinflusst, welche wiederum eng mit standörtlichen Gegebenheiten korrelieren.

4.2.3 Zusammenhang zwischen Biomasseertrag, Bestandesmittelhöhe und Durchmesser des Grundflächenmittelstammes

Das Wachstum einer KUP kann anhand der Höhe des Grundflächenmittelstammes (hg) und des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes (dg) beurteilt werden. Der Bezug dieser Größen zur resultierenden Biomasse ist dabei unumstritten. Dennoch ist eine einfache Herleitung des Biomasseertrages über hg oder dg als alleinige Einflussgrößen nur eingeschränkt möglich. Beispielphaft zeigen die nachfolgenden Abbildungen und Bestimmtheitsmaße in welchem Rahmen Biomasseerträge geschätzt werden können.

In der Abbildung 4-14 (links) ist die lineare Beziehung zwischen hg und Biomasseerträgen aufgeführt. Mit dieser signifikanten Beziehung können 60 % der Streuung des Biomasseertrags beschrieben werden.



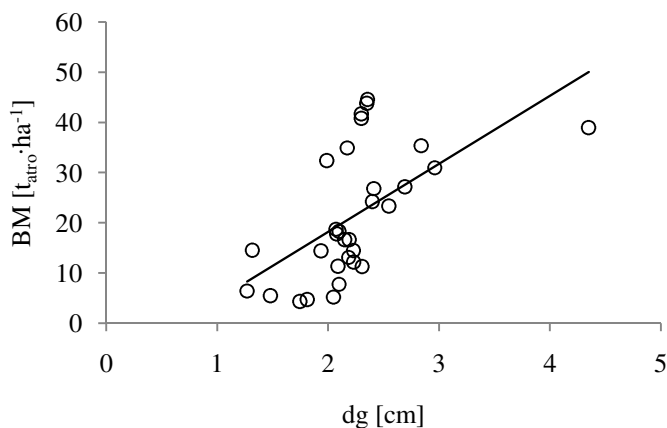
Formel 4-2

$$BM_{atro} = 8,105^{***}hg - 21,028^{**}$$

$$R^2 = 0,60$$

Abbildung 4-14: Zusammenhang zwischen dem Biomasseertrag und hg ($R^2 = 0,60$), grafisch und als Formel.

Die lineare Beziehung zwischen der Biomasse und dg ist mit einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,33$ wesentlich schlechter (Abbildung 4-15).



Formel 4-3

$$BM_{atro} = 13,559^{***}dg - 8,992$$

$$R^2 = 0,33$$

Abbildung 4-15: Zusammenhang zwischen dem Biomasseertrag und dg ($R^2 = 0,33$), grafisch und als Formel.

Die Formeln zur Berechnung der Biomasse über den dg und hg sind jeweils in Abbildung 4-14 (rechts) und Abbildung 4-15 (rechts) angegeben.

4.2.4 Zusammenhang zwischen Biomasseertrag und Alter

Die Biomasse einer Pflanze steigt in der Regel mit dem Alter an. Auf Bestandesebene kann dieser Anstieg jedoch gedämpft bzw. unterbrochen werden. Verantwortlich dafür können Mortalitätserscheinungen sein, welche durch die hohe Konkurrenz um pflanzliche Wachstumsfaktoren verursacht werden.

Der Zusammenhang zwischen dem Biomasseertrag und dem Alter der untersuchten KUP ist in der Abbildung 4-16 dargestellt. Dabei steigt die Biomasse von durchschnittlich $14,2 \text{ t}_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1}$ im Alter von zwei Jahren bis auf $42,21 \text{ t}_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1}$ im Alter von sieben Jahren.

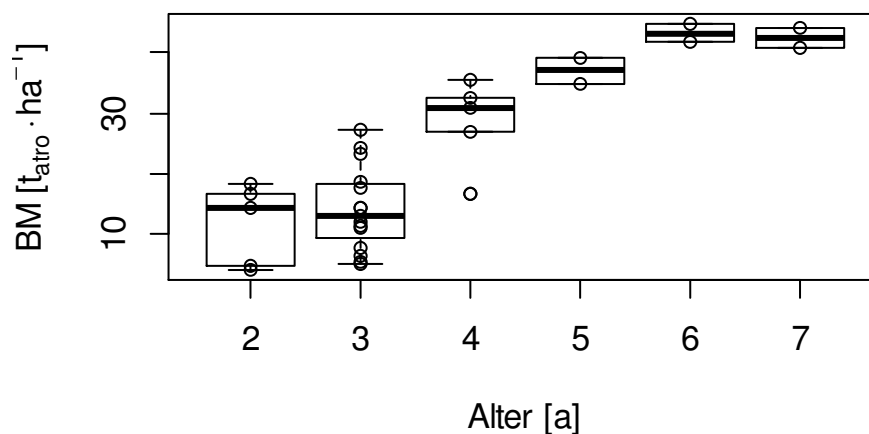


Abbildung 4-16: Gegenüberstellung von Biomasseerträgen in verschiedenen Altersgruppen.

Die Stärke dieses Zusammenhangs ist signifikant und konnte durch die Korrelationsanalyse mit einem Wert von $r = 0,878$ bestätigt werden. Ein Rückgang des Biomasseanstieges ist jedoch in höheren Altern möglich, da sich bereits ab dem Alter von sieben Jahren eine Stagnation einstellte.

Die Untersuchungen haben gezeigt, dass sowohl die Austriebszahl als auch die Ertragswerte dg und hg sowie das Alter eine Wirkung auf den Biomasseertrag einer KUP haben. Für die Entwicklung des Ertragsermittlers werden also dg, hg, N und das Alter verwendet.

4.3 Ertragsermittler

Mit dem Ertragsermittler soll der Biomasseertrag einer KUP indirekt über einfach zu erhebende Messwerte bestimmt werden. Der Vorteil dieser Methode liegt in ihrer Praxistauglichkeit. Während eine Wägung nicht nur sehr zeit- und kostenaufwendig, sondern auch destruktiv ist, beschränkt sich die Ertragsermittlung auf einfache Messungen am stehenden Stamm. Die Bedingungen für das Ertragsmodell liegen also in einer einfachen Anwendung und vor allem in der Genauigkeit der Ertragsschätzung. Angesichts dieser Vorgaben wurden zwei Ansätze entwickelt, die den Biomasseertrag klonunabhängig schätzen. Für beide Ansätze werden drei Bestimmungsgrößen benötigt, wobei es sich einerseits um h_o , dg und N handelt, andererseits um Alter, dg und N .

4.3.1 Modell I: Ertragsermittlung über Biomassefunktionen

Der Ertragsermittler I benötigt drei Bestimmungsgrößen, um den Biomasseertrag einer KUP zu schätzen. Dabei handelt es sich um die Oberhöhe (h_o), den Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) und die Austriebanzahl pro Hektar (N). Die Bestandesoberhöhe (h_o) und dg werden benötigt, um die Biomasse des mittleren Austriebs einer Fläche zu bestimmen. Durch Multiplikation mit N wird die Biomasse der gesamten KUP berechnet.

HARTMANN (2010) zeigte, dass es möglich ist, verallgemeinerbare Biomassefunktionen für Pappel-KUP zu konstruieren (vgl. 2.2.2.1). Ob dieses Vorgehen entsprechend auf KUP aus Weide übertragen werden kann, wird nachfolgend geprüft.

4.3.1.1 Modellkonstruktion

Der Biomasseertrag von KUP aus Weide wird analog zum Ertragsermittler für KUP aus Pappel (HARTMANN 2010) über die Formel 4-4 errechnet.

Formel 4-4

$$BM_{atro} = \frac{a_0 \cdot dg^{a_1} \cdot N}{1000}$$

| | |
|------------|---|
| a_0, a_1 | Koeffizienten der Biomassefunktion |
| dg | Durchmesser des Grundflächenmittelstammes [cm] |
| N | Anzahl der Austriebe pro Hektar [Stück·ha ⁻¹] |

Der erste Teil der Formel (fett) entspricht einer Biomassefunktion. Stellvertretend für den BHD eines einzelnen Austriebs steht hier der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes

(dg). Damit wird der gesamte Bestand durch einen Kennwert beschrieben. Mithilfe der beiden Koeffizienten (a_0 , a_1) wird die Biomasse des Grundflächenmittelstammes berechnet. Durch Multiplikation mit der Anzahl der Austriebe auf einem Hektar (N) wird schließlich der Ertrag der KUP ermittelt. Dabei werden die Stammzahl pro Hektar (N) und der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) einer KUP als bekannt vorausgesetzt, die Werte der Koeffizienten a_0 und a_1 müssen dagegen zunächst über Gleichungssysteme geschätzt werden.

4.3.1.2 Herleitung der Koeffizienten a_0 und a_1

Zwischen den beiden Koeffizienten besteht eine essenzielle Abhängigkeit, die über die Formel 4-1 beschrieben werden kann. Dabei steigt der Wert für a_1 mit sinkendem a_0 (vgl. Abbildung 4-17, rechts). Dieser signifikante Zusammenhang macht es möglich, alle weiteren Ausführungen zunächst auf den Koeffizienten a_0 zu beschränken.

In der Abbildung 4-17 (links) sind sechs Biomassefunktionen, die den gesamten Wertebereich des Koeffizienten a_0 einbeziehen, dargestellt. Mithilfe der Legende ist zu erkennen, dass mit steigendem a_0 die Einzeltriebbiomasse bei gleichem BHD tendenziell steigt. Die Differenz zwischen den Einzeltriebbiomassen beträgt bei einem BHD von 2 cm maximal 0,3 kg. Wären alle Kurven über den gesamten BHD-Bereich der Untersuchungsflächen (0,2 cm bis 6,1 cm) abgebildet, so könnten im oberen Drittel der Funktionen (ab ca. 4 cm) einander schneidende Biomassefunktionen beobachtet werden, da a_1 mit zunehmendem BHD an Einfluss gewinnt. Das Ineinanderlaufen der Funktionen wird durch Extrapolation verursacht.

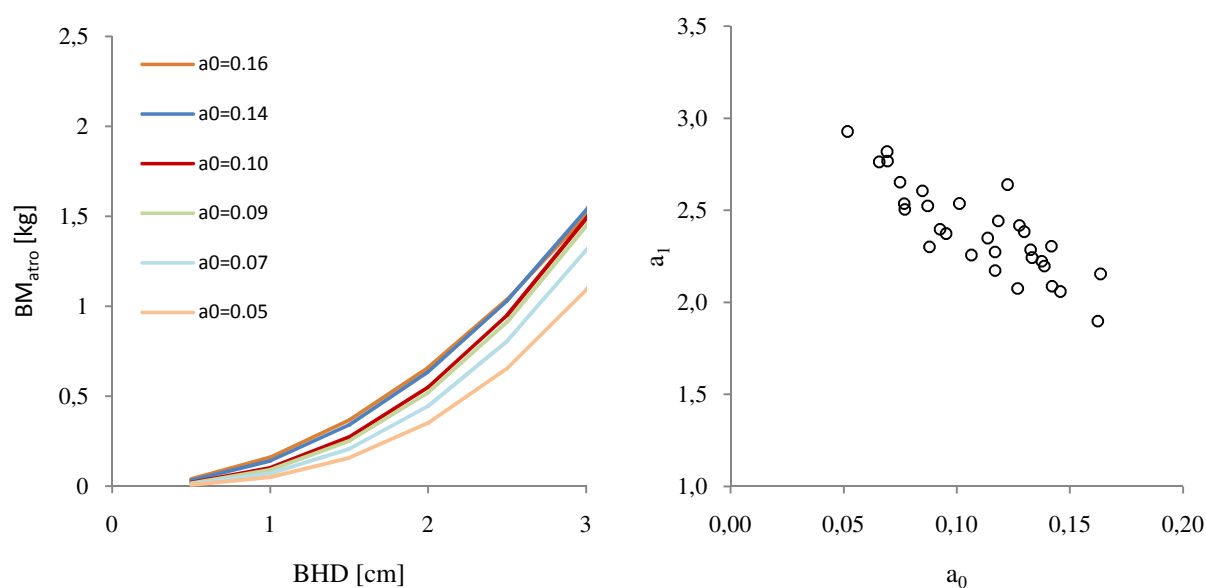


Abbildung 4-17: Lage der Biomassefunktionen bei unterschiedlichen Werten für a_0 (links) und Zusammenhang zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 (rechts).

Die Ursache der Auffächerung der Biomassefunktionen (Abbildung 4-17, links) wird auf die Länge der Austriebe und die Relation der Kronen zum Schaftholz zurückgeführt (HARTMANN 2010). Demnach haben schwerere Pflanzen bei gleichem BHD längere Austriebe und/oder eine stärker entwickelte Krone (HARTMANN 2010). Zusätzlich kann der Kronenausbau eines Pappelaustriebs mit der Bestockungsdichte in Zusammenhang gebracht werden, wobei Bäume in dicht bestockten Flächen in der Regel weniger Ast- und Verzweigungsmasse als weitständige Flächen besitzen (HARTMANN 2010). Diese Zusammenhänge konnten für Pappel auch statistisch nachgewiesen werden (HARTMANN 2010). Für die Entwicklung des Ertragsermittlers für KUP aus Weide konnte jedoch nicht auf diese Beziehungen zurückgegriffen werden. Wie die Punktwolken der Abbildung 4-18 verdeutlichen, bestehen keine signifikanten Beziehungen zwischen a_0 und der Austriebanzahl und zwischen a_0 und der Höhe des Grundflächenmittelstämme. Deshalb liegt die Vermutung nahe, dass die Kronen der Weiden nicht auf einen weiteren Standraum reagieren.

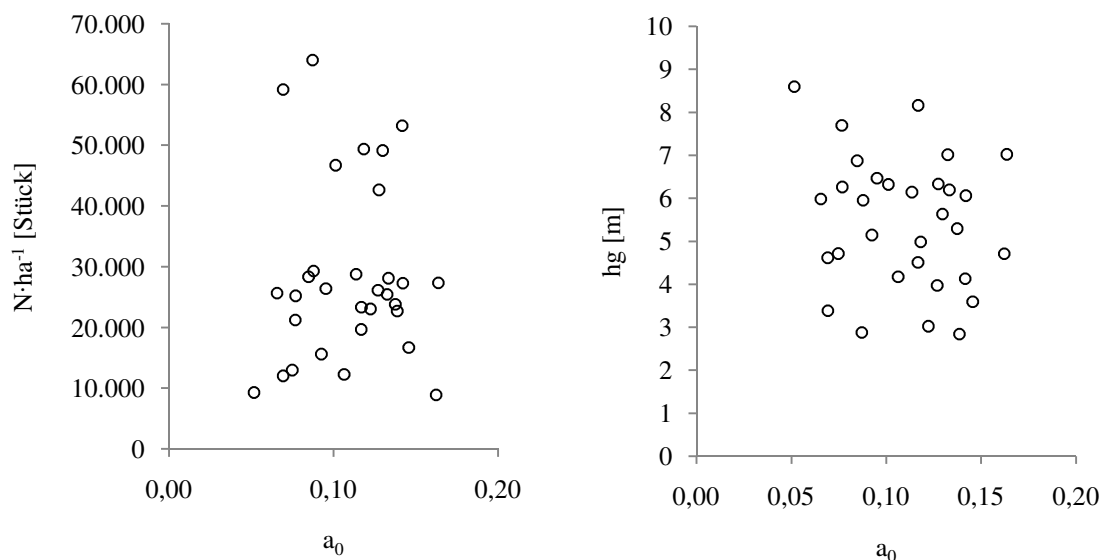


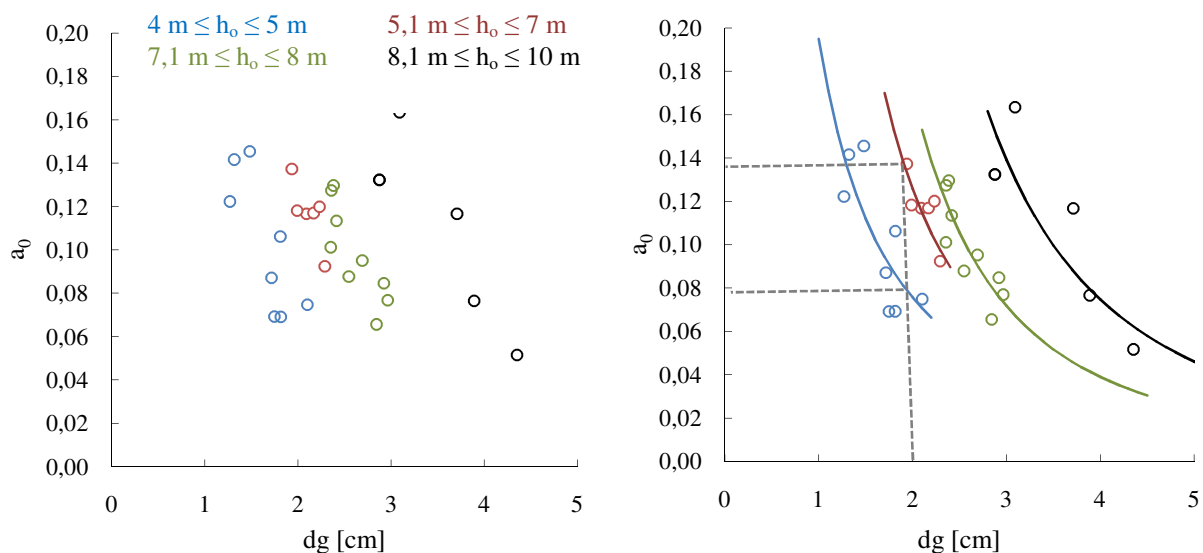
Abbildung 4-18: Beziehungen zwischen a_0 und der Austriebanzahl pro Hektar sowie der Höhe der Grundflächenmittelstämme für Weide.

Die Ergebnisse der Korrelationsanalyse zeigten, dass weder mit der Bestockungsdichte oder Bestandesmittelhöhe noch mit Alter oder dg ein einfaches Modell zur Schätzung von a_0 aufgebaut werden kann (Tabelle 4-2), da keine signifikanten Zusammenhänge bestehen.

Tabelle 4-2: Korrelationsbeziehungen zwischen den Koeffizienten a_0 und den Zielgrößen N, hg, dg und Alter.

| Korrelationsbeziehung | r | p-Wert |
|-------------------------|--------|--------|
| $a_0 \sim N$ | -0,097 | 0,584 |
| $a_0 \sim hg$ | -0,145 | 0,418 |
| $a_0 \sim dg$ | -0,240 | 0,171 |
| $a_0 \sim \text{Alter}$ | -0,098 | 0,580 |

Nach der Einteilung des Datensatzes in Bereiche unterschiedlicher Bestandesmittelhöhen konnten aber Abhängigkeiten zwischen a_0 und dg festgestellt werden. Wesentlich deutlicher wurde dieser Befund bei Einteilung der 31 Untersuchungsobjekte in Klassen unterschiedlicher Bestandesoberhöhen (h_0). In der Abbildung 4-19 (links) ist a_0 über dem dg dargestellt. Anhand der farblichen Abgrenzungen sind die Bereiche unterschiedlicher Bestandesoberhöhen zu erkennen. Dementsprechend steigt der Wert für a_0 mit steigender h_0 und gleichbleibendem dg. Beispielsweise hat ein Bestand mit einem dg von 2 cm und einer h_0 zwischen 4 und 5 m einen a_0 -Wert von ca. 0,08. Eine KUP mit einer h_0 von 5 bis 7 m und gleichem dg hat dagegen einen a_0 -Wert von 0,14. Da der Wert für a_0 mit zunehmender Oberhöhe steigt, erhöht sich auch die Biomasse des mittleren Austriebs (vgl. Abbildung 4-15, links). Gleichzeitig sinkt a_0 innerhalb einer Oberhöhenstufe mit zunehmendem dg.

Abbildung 4-19: Beziehung zwischen a_0 und dg in verschiedenen Bestandesoberhöhenklassen, links als Punktwolke und rechts mit funktionalem Ausgleich.

Diese Zusammenhänge (Abbildung 4-19, links) können durch Funktionen beschrieben werden. Dafür wurden die Wertepaare (dg , a_0) in den vier Oberhöhenstufen regressionsanalytisch mit der allometrischen Funktion ausgeglichen. Die entsprechenden

Funktionen und Bestimmtheitsmaße der nicht linearen Regressionsanalyse sind in Tabelle 4-3 aufgeführt. Die Bestimmtheitsmaße befinden sich zwischen 0,60 und 0,87. Die beste Anpassung wurde in der Oberhöhenstufe 4 erreicht.

Tabelle 4-3: Ergebnisse der nicht linearen Regression mit Bestimmtheitsmaßen in den verschiedenen Oberhöhenstufen.

| h_0 -Stufe | Wertebereich | Ausgleichsfunktion | R^2 |
|--------------|--|--|-------|
| 1 | $4 \text{ m} \leq h_0 \leq 5 \text{ m}$ | $a_0 = 0.195^{**} \cdot dg^{(-1.368^*)}$ | 0.63 |
| 2 | $5.1 \text{ m} \leq h_0 \leq 7 \text{ m}$ | $a_0 = 0.345 \cdot dg^{(-1.447)}$ | 0.60 |
| 3 | $7.1 \text{ m} \leq h_0 \leq 8 \text{ m}$ | $a_0 = 0.708 \cdot dg^{(-2.09^{**})}$ | 0.72 |
| 4 | $8.1 \text{ m} \leq h_0 \leq 10 \text{ m}$ | $a_0 = 0.906 \cdot dg^{(-1.724)}$ | 0.69 |

Auf der Basis dieser Funktionen wurde a_0 für jedes Untersuchungsobjekt geschätzt und den realen a_0 -Werten gegenübergestellt. Dazu erfolgte die Berechnung der Residuen, welche in Abbildung 4-20 getrennt nach Oberhöhenstufen dargestellt sind. Die stärkste positive Abweichung wurde in der Oberhöhenstufe 2 mit 121,63 % oder 0,08 festgestellt. Die stärkste negative Abweichung beträgt -53,41 %. Trotz dieser Differenzen konnte jedoch kein signifikanter Unterschied zwischen den realen und den modellierten Werten von a_0 festgestellt werden (t-Test für abhängige Stichproben, p-Wert = 0,6908). Die Analyse zeigte außerdem, dass die Residuen einer Normalverteilung folgen (p-Wert = 0,121), deren Median näherungsweise Null ist (0,005). Damit ist das Modell zur Schätzung von a_0 plausibel.

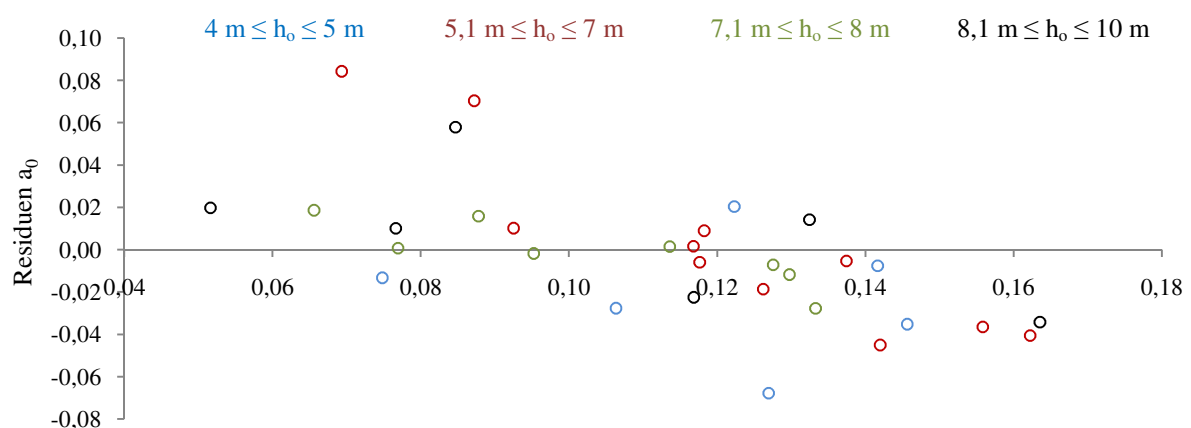


Abbildung 4-20: Residuen der modellierten Werte von a_0 in den Oberhöhenstufen.

Mit den derart errechneten Werten von a_0 kann schließlich der Koeffizient a_1 ermittelt werden (vgl. Formel 4-1). Die Abweichungen der modellierten Werte von a_1 sind ebenfalls normalverteilt mit einem Median von 0,04. Die stärkste positive und negative Abweichung liegt bei 32,12 bzw. -24,71 %. Des Weiteren zeigte der t-Test für abhängige Stichproben, dass keine signifikanten Unterschiede zwischen den Verteilungen der realen und der modellierten Werte von a_1 bestehen. Somit können die Koeffizienten der Biomassefunktion über die oben vorgestellten Gleichungssysteme hergeleitet werden.

4.3.1.3 Betrachtung des Gesamtmodells

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Biomasseschätzung anhand der Residuen bewertet. In Abbildung 4-21 sind die Verteilungen der modellierten und realen Biomasseerträge gegenübergestellt. Es wird deutlich, dass die modellierten Erträge im Durchschnitt über den tatsächlichen Biomasseerträgen liegen. Die mittlere Differenz zwischen beiden Verteilungen beträgt $1,77 \text{ t}_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1}$. Dies entspricht einer Abweichung vom empirischen Median von ca. 10 %.

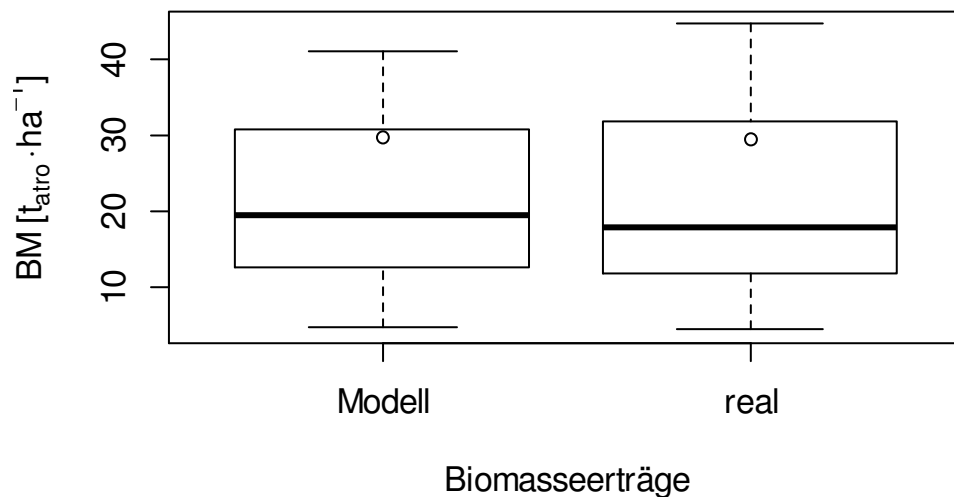


Abbildung 4-21: Gegenüberstellung der modellierten und realen Biomasseerträge in Form von Boxplots.

Zudem unterscheiden sich die Quantile (Q_{25} , Q_{75}) der Verteilungen nicht mehr als $1,5 t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1}$. Das Ergebnis des WILCOXON-Paardifferenztests für abhängige Stichproben untermauert diese geringen Abweichungen mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,8848. Die stärkste Abweichung zwischen realen und modellierten Biomassen tritt in der Oberhöhenklasse 2 mit 45,84 % auf. Die geringsten Unterschiede wurden in den Klassen 1 und 2 mit mittleren bzw. absoluten mittleren Differenzen von 1,14/0,66 und 1,176/2,048 $t_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1}$ festgestellt. In Abbildung 4-22 sind die Residuen getrennt nach Höhengruppen aufgeführt.

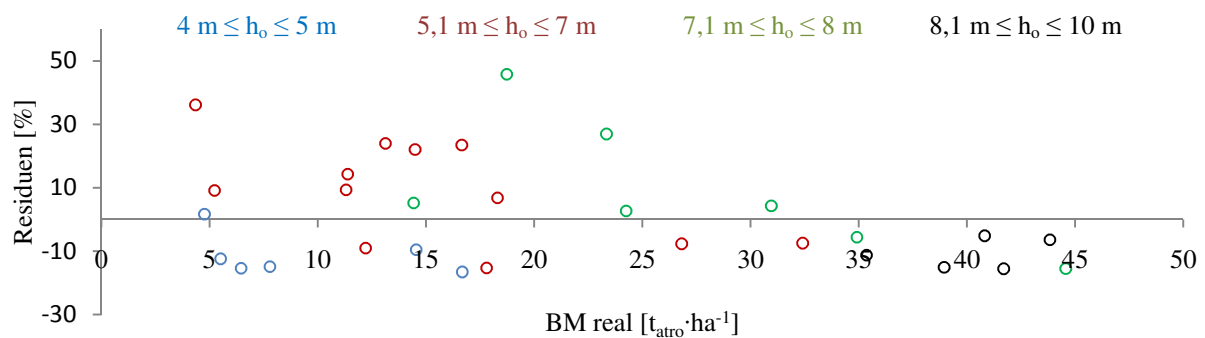


Abbildung 4-22: Prozentuale Abweichungen der Ertragswerte aus Modell I in Abhängigkeit von den realen Biomasseerträgen.

4.3.2 Modell II: Ertragsermittlung über Biomasseverteilungsfunktionen

Der Ertragsermittler II benötigt ebenfalls drei Eingangsgrößen, um die Biomasse zu ermitteln. Dabei handelt es sich um das Alter, den Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) und die Austriebanzahl pro Hektar (N). Der wesentliche Vorteil gegenüber dem in Kapitel 4.3.1.1 vorgestellten Modell ist, dass die aufwendige Höhenmessung entfällt. Dafür muss allerdings das Alter bekannt sein. Der dg und das Alter werden benötigt, um Biomasseverteilungsfunktionen aufzustellen. Mit der Austriebanzahl pro Hektar wird zusammen mit den relativen Häufigkeiten der Biomasseverteilungsfunktion die Biomasse auf der Fläche ermittelt.

4.3.2.1 Biomasseverteilungsfunktion

Nachdem im Modell I Biomassefunktionen entwickelt wurden, um den Biomasseertrag einer KUP zu bestimmen, werden mit Modell II Biomasseverteilungsfunktionen aufgestellt. Diese Verteilungsfunktionen basieren auf der Verknüpfung von Biomassefunktion und Durchmesserverteilung. Im Abschnitt 4.1 wurden die Biomassefunktionen und Durchmesserverteilungen der 31 Untersuchungsflächen vorgestellt. In Abbildung 4-23 sind beide zusammen am Beispiel einer dreijährigen KUP in einem Diagramm dargestellt. Dabei entspricht die blaue Linie der flächenspezifischen Biomassefunktion und die Säulen zeigen die Durchmesserverteilung (relative Häufigkeiten der Durchmesser in 0,1-cm-Klassen) an. Über die Verknüpfung beider kann die relative Häufigkeit aller Austriebbiomassen auf der Fläche errechnet werden. Beispielsweise kommt ein Austrieb, welcher zwischen 0,91 und 1,00 cm stark ist, auf der Fläche in Thammenhain mit einer relativen Häufigkeit von 0,041 vor. Gleichzeitig kann über die Biomassefunktion das Gewicht des Austriebs festgestellt werden (0,147 kg). Folglich ist auch diese Austriebbiomasse auf der Fläche mit einer relativen Häufigkeit von 0,041 vorhanden. Auf Basis dieser Verknüpfung können Biomasseverteilungsfunktionen aufgebaut werden.

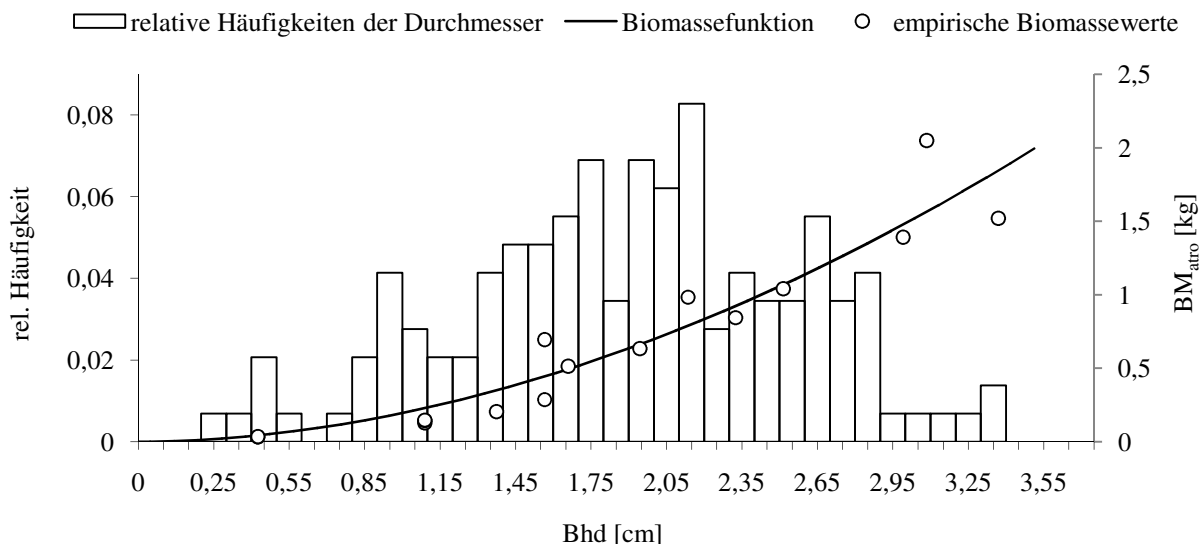


Abbildung 4-23: Verknüpfung von Biomassefunktion und Durchmesser­verteilung der dreijährigen KUP in Thammenhain (Tordis).

Um die Verteilungen für die Ertragsermittlung nutzen zu können, müssen sie jedoch mathematisch definiert sein. Eine in der Forstwirtschaft häufig genutzte Funktion zur Beschreibung von Häufigkeitsverteilungen ist der Ansatz von WEIBULL (siehe Formeln 3-12 und 3-13). Diese Funktion wird für die Beschreibung von Durchmesser­verteilungen genutzt, da sie sich sehr flexibel an nicht normalverteilte Daten anpasst. Dabei entspricht der Lageparameter a annähernd dem kleinsten Wert der Variablen. Der Formexponent c ist für die Form der Verteilung verantwortlich. In Abbildung 4-24 wurden Dichtefunktionen mit vier verschiedenen Parametersätzen (Formexponent $c = 1,46; 2,47; 4,73; 2,19$, Skalenparameter $b = 2,47; 1,31; 4,33; 2,95$) über einem Index dargestellt. Der Lageparameter a entspricht Null und ist damit nicht gesondert aufgeführt. Nimmt c einen Wert von 3,6 und b einen Wert von 1,0 an, nähert sich die Normalverteilung der Weibull-Verteilung. Sind die Werte für c größer als 3,2, so wechselt die Verteilung ihre Form von links- nach rechtssteil. Ist $c = 1$, nimmt die Weibull-Verteilung die Form einer Exponentialverteilung an (MÜLLER 1991).

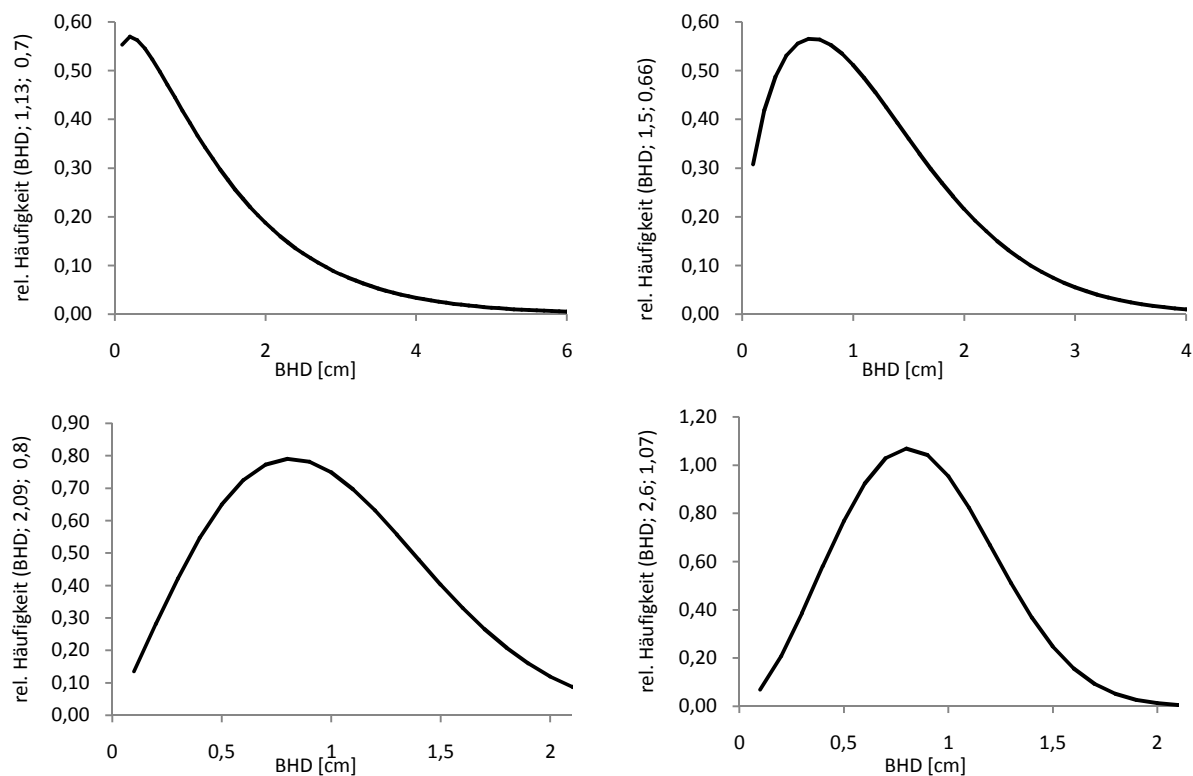
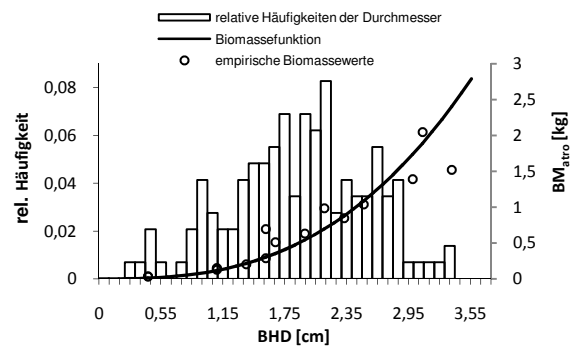


Abbildung 4-24: Beispiele für die Flexibilität der Weibull-Verteilung bei unterschiedlichen c (1,13; 1,5; 2,09; 2,6) und b (0,7; 0,66; 0,8; 1,07) (von links nach rechts und von oben nach unten) über dem BHD.

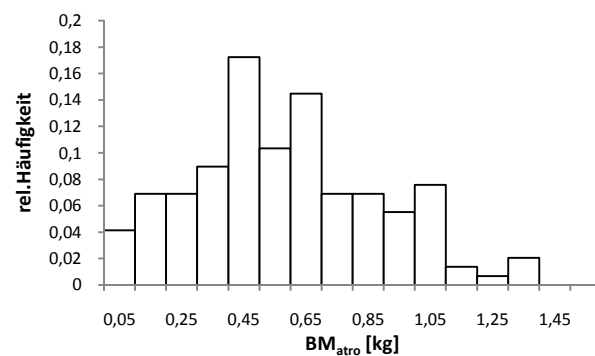
SHIFLEY und LENTZ (1985) zeigten in ihrer Untersuchung an Durchmesserverteilungsfunktionen, dass der Skalenparameter b summiert mit dem Lageparameter a ($x = a + b$) näherungsweise dem 63. Percentil einer Verteilung entspricht. Somit haben ca. 63 % aller Austriebe der Verteilungen kleinere Durchmesser als der Wert des Skalenparameters b . In dieser Untersuchung entspricht der Skalenparameter b näherungsweise dem Mittelwert der Verteilungsvariablen, wenn der Lageparameter näherungsweise Null ist. Wie auch in Abbildung 4-24 zu sehen ist, verlagern sich die Verteilungsspitzen entsprechend dem Skalenparameter b nach rechts oder links.

Die Eigenschaften der Weibull-Verteilung bei Durchmesserverteilungen sowie die relativen Häufigkeiten der Durchmesser in Abbildung 4-23 wurden zur näheren Veranschaulichung gezeigt. Im Modell II wird die Hypothese aufgestellt, dass sich die Weibull-Funktion auch zur Abbildung von Biomasseverteilungen eignet. Das Vorgehen zur Aufstellung von Biomasseverteilungsfunktionen wird in der Übersicht in Abbildung 4-25 knapp dargestellt.

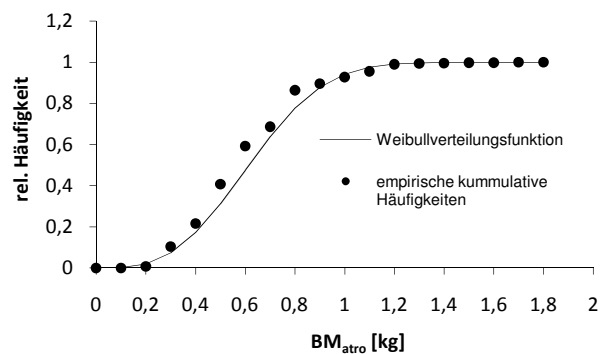
- Verknüpfung von empirischer Durchmesserverteilung mit der Biomassefunktion.



- Herleitung der relativen Biomasseanteile für äquidistante Klassenbreiten von 0,1 kg.



- Anpassung der Weibull-Funktion an die empirische Biomasseverteilung über die Methode der kleinsten Abweichungsquadrate. Dazu wurden die Verteilungsfunktionswerte (Integral der Dichtefunktion) an die kumulativen Häufigkeiten angepasst. Die Minimierung erfolgte mit dem Solver (Excel).



$$F(x) = \int_a^x f(x)dx = 1 - \exp\left(-\left(\frac{x-a}{b}\right)^2\right)$$

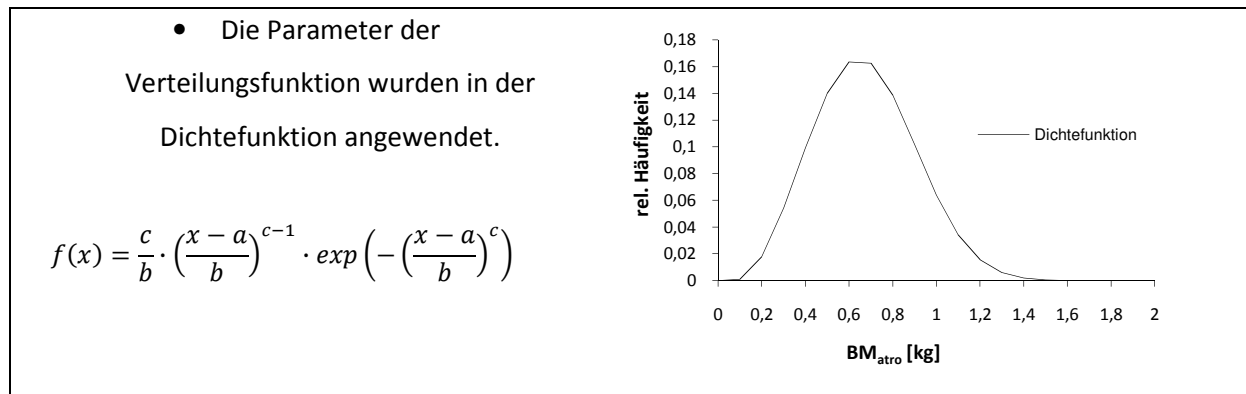


Abbildung 4-25: Aufstellung von Biomasseverteilungsfunktionen.

Die Güte der Anpassung der empirischen Biomasseverteilung an die Weibullverteilung liegt im Mittel bei einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,6$. Die Abbildung 4-26 zeigt dazu beispielhaft die realen Häufigkeiten der Biomasse der dreijährigen KUP in Thammenhain (Tordis) in Form eines Histogramms und die mithilfe der Weibull-Funktion angepasste Biomasseverteilung. Es wird deutlich, dass die Unterschiede zwischen beiden Verteilungsformen innerhalb der Biomasseklassen (Klassenbreite 0,1 kg) nicht sehr groß sind. Die stärkste Differenz mit 0,043 besteht innerhalb der Biomasseklasse 0,45 kg, welche gleichzeitig auch die Klasse mit der größten relativen Häufigkeit ist. Insgesamt besteht jedoch kein signifikanter Unterschied zwischen empirischen und theoretischen Verteilungen (WILCOXON-Test, p-Wert = 0,822). Vielmehr können anhand des Beispiels 78 % der realen Variationen beschrieben werden.

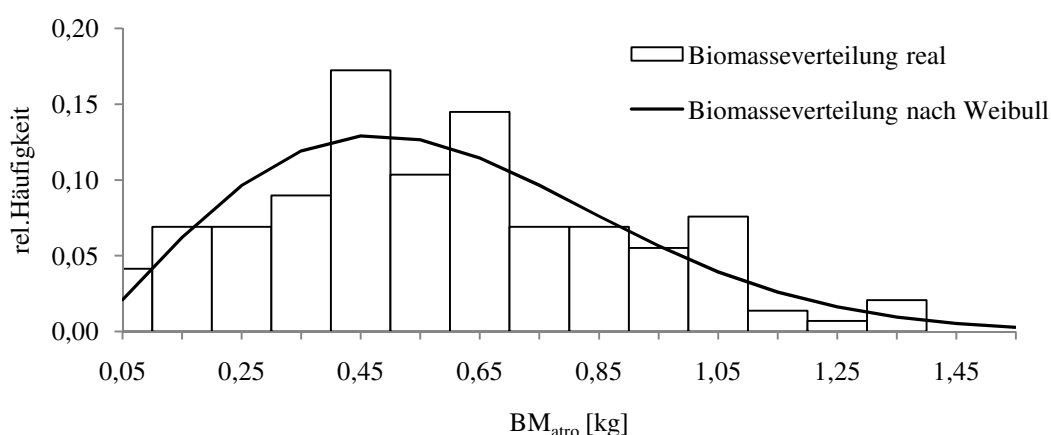


Abbildung 4-26: Biomasseverteilungsfunktionen der dreijährigen KUP in Thammenhain: real und an die Weibull-Verteilung angepasst.

Die Formexponenten der 31 Biomasseverteilungsfunktionen bewegen sich in einem Bereich zwischen 0,7 und 2,7. Demnach sind die Biomasseverteilungsfunktionen rechtsschief. Die

Werte für b liegen zwischen 0,3 und 1,7. Die Mittelwerte von Formexponent und Skalenparameter liegen bei ca. 1,68 und 0,95 (Abbildung 4-27).

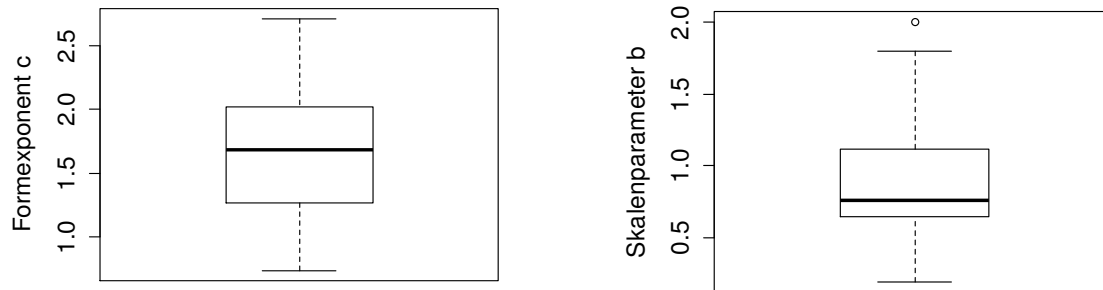


Abbildung 4-27: Boxplots der Verteilungsparameter c (links) und b (rechts) von 31 Untersuchungsobjekten.

4.3.2.2 Herleitung der Koeffizienten b und c

Für jedes Untersuchungsobjekt wurden flächenspezifische Biomasseverteilungsfunktionen entwickelt, deren Verteilungsparameter mit der Methode der kleinsten Abweichungsquadrate (Excel, Solver) hergeleitet wurden. Mit dem Ertragsermittler (Modell II) sollen die Verteilungsparameter mithilfe einfach zu ermittelnder Ertragsdaten geschätzt werden, was im Folgenden erarbeitet wird.

In der Statistik gibt es eine exakte Definition für die Beziehung zwischen Mittelwert (\bar{x}_w) und Standardabweichung (s_w) der Weibull-Funktion und den zugehörigen Koeffizienten b und c (DERMAN et al. 1973). Werden die Formeln von Mittelwert und Standardabweichung zueinander in Beziehung gesetzt, erhält man Formel 4-5.

Formel 4-5

$$\frac{\bar{x}_w}{s_w} = \frac{\Gamma(1 + (1/c))}{\left(\Gamma(1 + (2/c))\Gamma^2(1 + (1/c))\right)^{1/2}}$$

Somit ist die Relation von \bar{x}_w und s_w vollständig vom Formexponenten c abhängig. Sind \bar{x}_w und s_w bekannt, kann c ermittelt werden. Darüber hinaus kann der Skalenparameter b über die Formel 4-6 hergeleitet werden. Dafür müssen jedoch der Mittelwert und der Formexponent der Verteilung bekannt sein (SHIFLEY und LENTZ 1985, MÜLLER 1991). Für die Schätzung der

Koeffizienten der Biomasseverteilungsfunktionen werden folglich Mittelwert und Standardabweichung der Biomasseverteilungsfunktion benötigt.

Formel 4-6

$$b = \bar{x}_w \left(\left(1 + (1/c) \right) \right)^{-1}$$

4.3.2.3 Herleitung des Mittelwertes der Biomasseverteilungsfunktion (\bar{x}_w)

Es bestehen signifikante Korrelationen zwischen dem Mittelwert der Biomasseverteilungsfunktionen und dem Alter der KUP sowie dg und hg (Tabelle 4-4). Zwischen der Austriebanzahl pro Hektar und dem Mittelwert wurde kein starker Zusammenhang festgestellt. Um Kollinearitätseffekte zu vermeiden, wurde zusätzlich der Zusammenhang zwischen den Zielgrößen dg und hg untersucht. Mit einem Korrelationskoeffizienten von 0,84 stehen dg und hg in einem signifikanten Zusammenhang. Da sich die Variablen also gegenseitig erklären, ist es nicht sinnvoll, beide in die Funktion zur Schätzung von \bar{x}_w zu integrieren. Daher wird nur eine der beiden Zielgrößen verwendet. Für die Erhebung von hg wird sehr viel Zeit und Arbeitsaufwand benötigt, weshalb auf hg zur Schätzung des Mittelwertes der Biomasseverteilungsfunktion im Weiteren verzichtet wird.

Tabelle 4-4: Korrelationskoeffizienten und Irrtumswahrscheinlichkeiten von Beziehungen zwischen den Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen und ertragskundlichen Zielgrößen.

| Korrelationsbeziehung | r | p-Wert |
|-------------------------------|--------|--------|
| $\bar{x}_w \sim \text{Alter}$ | 0,46 | 0,015 |
| $\bar{x}_w \sim \text{dg}$ | 0,918 | 0,000 |
| $\bar{x}_w \sim \text{N}$ | -0,163 | 0,414 |
| $\bar{x}_w \sim \text{hg}$ | 0,748 | 0,000 |
| dg ~ Alter | 0,602 | 0,000 |
| dg ~ hg | 0,84 | 0,000 |

Ob sowohl das Alter als auch der dg erforderlich sind, um eine genaue Schätzung von \bar{x}_w zu erreichen, wurde mit Varianz- und Regressionsanalyse unter Einbeziehung von gemischten additiven Termen geprüft. Dafür wurden sechs verschiedene Beziehungen analysiert (siehe Tabelle 4-5). Zum einen wurde der Einfluss von beiden Zielgrößen bewertet und zum anderen wurde untersucht, ob zwischen den Zielgrößen Interaktionen auftreten, die die Schätzung des

Mittelwertes beeinflussen. Interaktionen sind in den Funktionsbezeichnungen der Tabelle 4-5 durch einen Punkt (·) gekennzeichnet. Um Linearität zu gewährleisten, wurden die Zielgrößen auch in transformierter Form eingebaut.

Tabelle 4-5: Funktionsbeziehung und -güte (AIC) zur Schätzung von \bar{x}_w .

| Funktion | Funktionsbeziehung | AIC |
|----------|--|--------|
| 1 | $\bar{x}_w \sim dg \cdot \text{Alter}$ | -16,0 |
| 2 | $\bar{x}_w \sim dg + \text{Alter}$ | +17,0 |
| 3 | $\ln(\bar{x}_w) \sim \ln(dg) \cdot \text{Alter}$ | -23,4 |
| 4 | $\ln(\bar{x}_w) \sim \ln(dg) + \text{Alter}$ | -22,58 |
| 5 | $\ln(\bar{x}_w) \sim \ln(dg)$ | -13,97 |
| 6 | $\bar{x}_w \sim dg$ | -22,86 |

Der niedrigste AIC (-23,4) und damit die beste Güte konnte mit Funktionsbeziehung 3 erreicht werden. Der dg kommt hier neben dem Alter in transformierter Form vor. Zusätzlich treten Interaktionseffekte zwischen den Thermen auf. Das heißt, dass die Funktionen zur Schätzung des Mittelwertes je nach Alter unterschiedliche Anstiege haben.

Aufgrund dieser Informationen wurde der Datensatz für die weitere Modellentwicklung in drei Altersgruppen eingeteilt. Die erste Altersgruppe (AG1) setzt sich aus den Datensätzen aller zwei- bis dreijährigen Untersuchungsobjekte zusammen. Die zweite Altersgruppe (AG2) bilden die vierjährigen KUP und die dritte (AG3) alle fünf- bis siebenjährigen. Innerhalb dieser Altersgruppen wurden schließlich lineare Beziehungen zwischen den transformierten Werten von dg und \bar{x}_w aufgebaut (Abbildung 4-28).

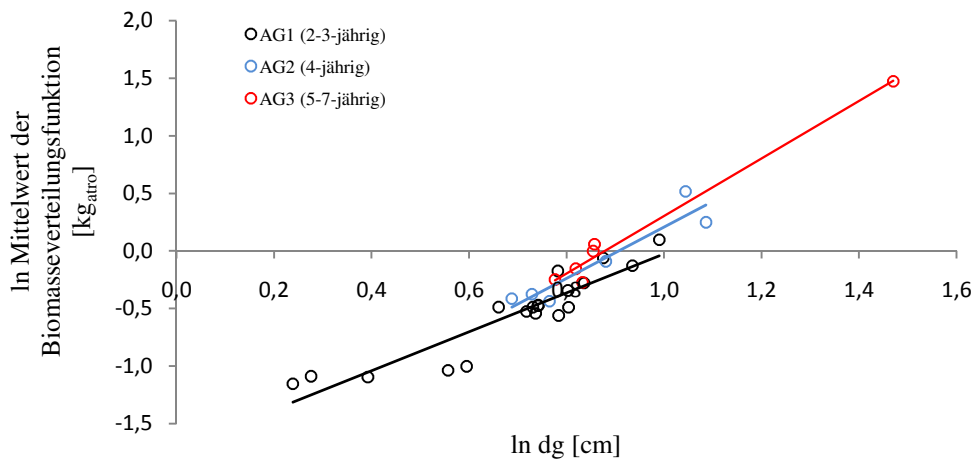


Abbildung 4-28: Beziehung zwischen den Logarithmen der dg und den Logarithmen der Mittelwerte der Biomasseverteilungsfunktionen für drei Altersgruppen ($R^2 = 0,85$ (AG1), $0,85$ (AG2), $0,99$ (AG3)).

Wie in Abbildung 4-28 zu erkennen ist, nehmen die Mittelwerte der Biomasseverteilungsfunktionen mit steigendem dg, aber auch mit steigendem Alter zu. Während die Geraden AG2 und AG3 annähernd parallel verlaufen, ist der Anstieg der Geraden AG1 wesentlich flacher. Dadurch wird die Interaktion mit dem Alter sichtbar. Die Ergebnisse der Regressionsanalyse sind in Tabelle 4-6 zusammengefasst. Dabei wurden je Altersgruppe gesonderte Regressionsgleichungen aufgestellt.

Tabelle 4-6: Regressionsgleichungen und Bestimmtheitsmaße zur Schätzung der \bar{x}_w in Abhängigkeit vom Alter.

| Altersgruppe | Alter | Regressionsgleichung | n | R^2 | p-Wert |
|--------------|-------|---|----|-------|-----------|
| AG1 | 2-3 | $\bar{x}_w = \exp(1,6902^{***} \ln(dg) - 1,7095^{***})$ | 19 | 0,84 | 4.245e-08 |
| AG2 | 4 | $\bar{x}_w = \exp(2,1450^* \ln(dg) - 1,9540^*)$ | 6 | 0,77 | 0,0205 |
| AG3 | 5-7 | $\bar{x}_w = \exp(2,4160^{***} \ln(dg) - 2,1519)$ | 6 | 0,99 | 8,139e-06 |

Das höchste Bestimmtheitsmaß mit $R^2 = 0,99$ wurde in AG3 ermittelt. In den Altersgruppen AG1 und AG2 konnten Bestimmtheitsmaße von 0,84 und 0,77 erzielt werden. Um die Schätzungen mit den realen Mittelwerten (\bar{x}_w) vergleichen zu können, wurden die dg der Untersuchungsobjekte in die altersentsprechenden Funktionen eingesetzt (vgl. Tabelle 4-6). Die Ergebnisse sind in Abbildung 4-28 in Form von Boxplots zusammengefasst. Dabei wird deutlich, dass sowohl der Median als auch die Ausreißer gut von den Modellen repräsentiert werden. Der WILCOXON Paardifferenztest für abhängige Stichproben ergab eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,9341 und belegt damit keinen signifikanten Unterschied zwischen realen und modellierten \bar{x}_w .

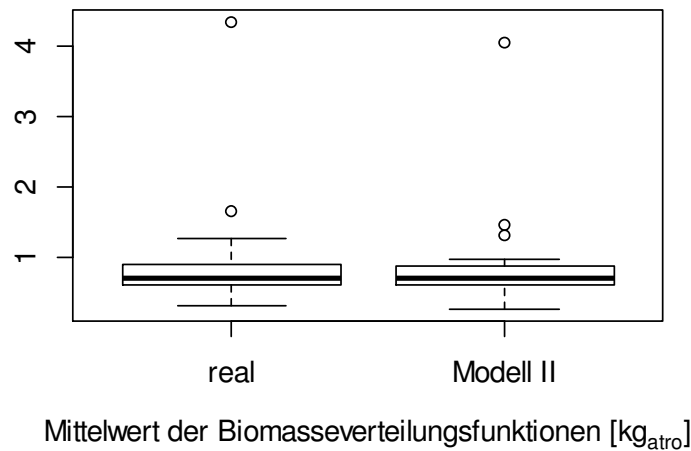


Abbildung 4-29: Gegenüberstellung der modellierten und realen Verteilungen von \bar{x}_w .

4.3.2.4 Herleitung der Standardabweichung (s_w)

Die Standardabweichungen der Biomasseverteilungsfunktionen (s_w) korrelieren sehr stark mit den Standardabweichungen der gemessenen BHD (s_{BHD}), aber auch mit den Zielgrößen Alter, hg und dg (Tabelle 4-7). Da für die Modellkonstruktion nur die Variablen ausgewählt werden sollen, die s_w möglichst genau und eindeutig schätzen können, wurde mithilfe der Toleranz (T) überprüft, welche Variablen neben der am stärksten korrelierenden (s_{BHD}) in das Modell einbezogen werden können. Die höchste Toleranz zu s_{BHD} hat das Alter mit einem Wert von $T = 0,73$ und die niedrigste der dg ($T = 0,45$). Die Bestandesmittelhöhe weist eine Toleranz von $T = 0,69$ auf. Alle drei Variablen fallen nicht unter den Toleranzgrenzwert von 0,20, der auf starke Multikollinearität verweist. Da der dg sowohl die beste Korrelation als auch die niedrigste Toleranz gegenüber s_{BHD} aufweist, wird er nicht in die Modellanalyse integriert.

Tabelle 4-7: Korrelationsbeziehungen, Korrelationskoeffizienten und Irrtumswahrscheinlichkeiten zwischen den Standardabweichungen der Biomasseverteilungsfunktionen und ertragskundlichen Zielgrößen.

| Korrelationsbeziehung | r | p-Wert |
|-----------------------------|--------|--------|
| $s_w \sim \text{Alter}$ | 0,35 | 0,049 |
| $s_w \sim N$ | -0,157 | 0,397 |
| $s_w \sim hg$ | 0,505 | 0,004 |
| $s_w \sim dg$ | 0,648 | 0,000 |
| $s_w \sim s_{BHD}$ | 0,84 | 0,000 |
| $s_{BHD} \sim dg$ | 0,739 | 0,000 |
| $s_{BHD} \sim \text{Alter}$ | 0,517 | 0,028 |
| $s_{BHD} \sim hg$ | 0,551 | 0,001 |

In Tabelle 4-8 sind die Funktionen aufgeführt, die mit den drei Variablen (Alter, s_{BHD} , hg) aufgebaut wurden. Das AIC wurde verwendet, um die Funktion zur Schätzung von s_w auszuwählen. Den niedrigsten AIC hat die zweite Funktion mit den Variablen Alter und s_{BHD} . Dabei stehen die Standardabweichung des BHD und das Alter in interaktiver Verbindung. Die Varianzanalyse zeigte jedoch, dass diese interaktive Beziehung nicht signifikant ist. Somit wurde auf die vierte Funktion mit dem zweitniedrigsten AIC zurückgegriffen. Hier gehen das Alter und die s_{BHD} als additive Variable signifikant ein. Der Aufbau des Modells durch Hinzuziehen von hg brachte keine Verbesserung ($AIC > 40$).

Tabelle 4-8: Funktionsbeziehungen und -güte zur Schätzung von s_w .

| Funktion | Funktionsbeziehung | AIC |
|----------|---|-------|
| 1 | $\ln(s_w) \sim \ln(s_{BHD})$ | 13,4 |
| 2 | $\ln(s_w) \sim \ln(s_{BHD}) \cdot \text{Alter}$ | 0,92 |
| 3 | $\ln(s_w) \sim \text{Alter}$ | 44,9 |
| 4 | $\ln(s_w) \sim \ln(s_{BHD}) + \text{Alter}$ | 2,415 |
| 5 | $\ln(s_w) \sim \ln(hg)$ | 45,6 |

Das vollständige Modell zur Schätzung von s_w wird durch Formel 4-7 beschrieben. Damit können ca. 84 % der Variabilität von s_w erklärt werden ($R^2_{adj.} = 0,84$).

Formel 4-7

$$s_w = \exp(-0,66735^{***} + 1,42439^{***} \cdot \ln(s_{BHD}) + 0,1477^{***} \cdot \text{Alter})$$

Abbildung 4-30 zeigt das Modell in grafischer Form. Dabei entsprechen die farbigen Punkte empirischen Werten und die linearen Funktionen dem Zusammenhang nach Formel 4-7. Aus der Abbildung geht hervor, dass mit zunehmenden Standardabweichungen der BHD und mit zunehmendem Alter die Standardabweichungen der Biomasseverteilungen steigen. Da für die Alter von fünf bis sieben Jahren nur jeweils ein Wertepaar zur Verfügung stand, sind in der Abbildung 4-30 nur die zwei- bis vierjährigen KUP aufgeführt.

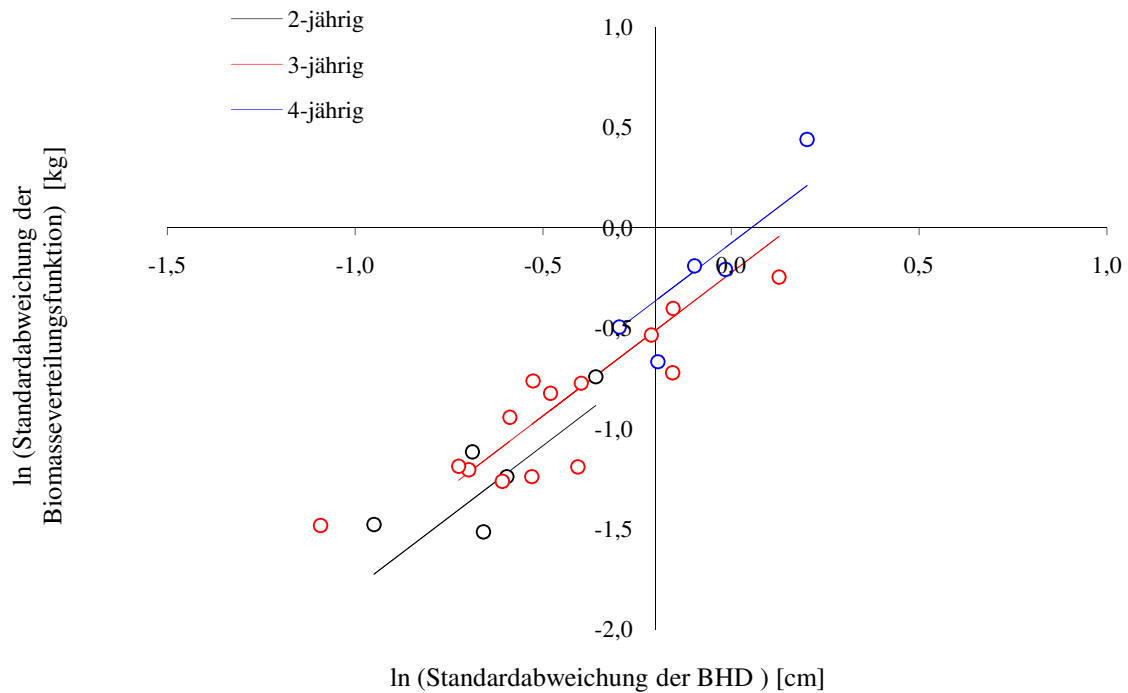


Abbildung 4-30: Grafische Darstellung der altersbezogenen Beziehungen zur Schätzung der Standardabweichung der Biomasseverteilungen ($R^2_{adj.} = 0,84$).

Sowohl die Standardabweichungen der Biomassen als auch die durch die Formel 4-7 geschätzten Abweichungen können in ihrer logarithmierten Form als näherungsweise normalverteilt angesehen werden. Da auch die Varianzen beider Verteilungen gleich sind, wurde mit dem t-Test für abhängige Stichproben ein Signifikanztest durchgeführt. Die Irrtumswahrscheinlichkeit zeigte, dass sich die Mittelwerte der Verteilungen nicht unterscheiden (p -Wert = 0,999). Unterstützt wird diese Aussage durch Abbildung 4-31. Hier sind die realen s_w den geschätzten s_w gegenübergestellt.

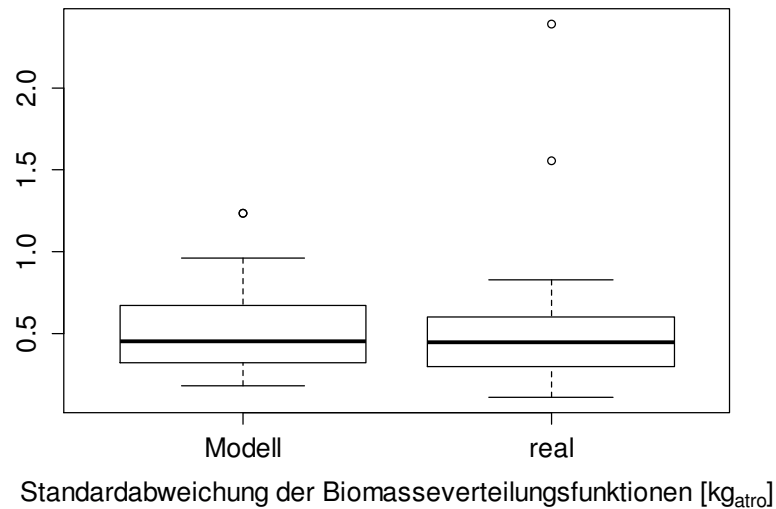
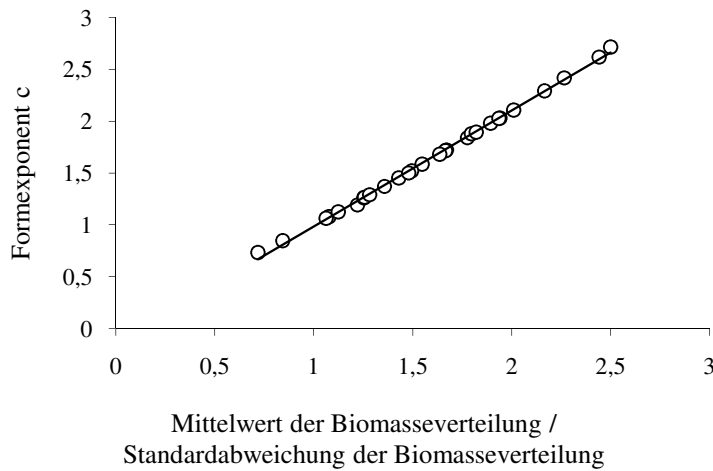


Abbildung 4-31: Gegenüberstellung der geschätzten und realen Standardabweichungen (s_w).

Wie die Ergebnisse zeigten, ist es möglich, über die Zielgrößen (Alter, dg, s_{BHD}) den Mittelwert und die Standardabweichung der Biomasseverteilungen zu schätzen. Damit ist auch die Herleitung der Koeffizienten (Formexponent und Skalenparameter) der Biomasseverteilungsfunktion möglich. Die mathematischen Vorgehensweisen zur Bestimmung von b und c werden im Folgenden erläutert.

4.3.2.5 Bestimmung von Formexponent c

Das Punktdiagramm in Abbildung 4-32 zeigt die deterministische Beziehung der Stichprobenverteilungen zwischen dem Quotienten \bar{x}_w / s_w und dem Formexponenten c (vgl. Formel 4-5) in Form einer funktionalen Näherungslösung. Das hohe Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,99$ macht deutlich, dass mit dieser linearen Funktion (Formel 4-8) 99 % der Varianz von c bestimmt werden können. Dies gilt jedoch nur für den verwendeten Wertebereich von 0,7 bis 2,5.

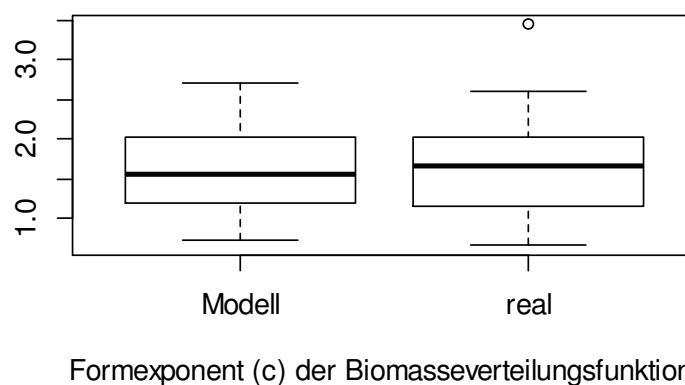


Formel 4-8

$$c = 1,119 \cdot \frac{\bar{x}_w}{s_w} - 0,136$$

Abbildung 4-32: Zusammenhang zwischen dem Quotienten \bar{x}_w / s_w und dem Formexponenten c (links) und dessen Funktionsbezug in Form von Formel 4-8 (rechts), $R^2 = 0,99$.

Die geschätzten Formexponenten haben im Durchschnitt eine Abweichung von 14 %. Die maximale Differenz zu den realen c-Werten beträgt 39,8 % bzw. -40 %. In Abbildung 4-33 sind zum einen die aus den empirischen Häufigkeiten geschätzten Formexponenten (hier „real“ genannt) und zum anderen die über die Formel 4-8 ermittelten (hier „Modell“ genannt) dargestellt. Die modellierten und realen Formexponenten haben einen Median von 1,59 bzw. 1,68. Die Varianzen der Verteilungen sind gleich (F-Test, p-Wert = 0,367). Zudem zeigte der t-Test für abhängige Stichproben, dass kein signifikanter Unterschied zwischen den Mittelwerten der verschiedenen geschätzten Formexponenten besteht (p-Wert = 0,9132).



Formexponent (c) der Biomasseverteilungsfunktion

Abbildung 4-33: Gegenüberstellung der „realen“ und mithilfe der Formel 4-8 „geschätzten“ Formexponenten in Form von Boxplots.

4.3.2.6 Bestimmung von Skalenparameter b

Zur Berechnung des Skalenparameters wird die

Formel 4-6 verwendet, wobei der Mittelwert und der Formexponent c der Biomasseverteilungsfunktion zur direkten Bestimmung beitragen. Da sowohl der Formexponent als auch der Mittelwert der Biomasseverteilungsfunktion geschätzt wurden (siehe Tabelle 4-6 und Formel 4-8), war der Vergleich von „modelliert“¹² und „real“¹³ bestimmten Skalenparametern entscheidend für die Gültigkeit des Gesamtmodells zur Aufstellung von Biomasseverteilungsfunktionen. Abbildung 4-34 zeigt dazu die Verteilungen der „modellierten“ und „realen“ Skalenparameter.

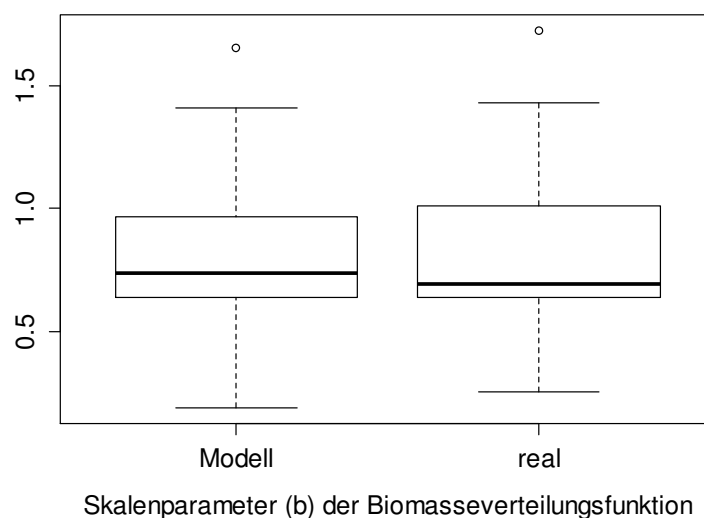


Abbildung 4-34: Gegenüberstellung der modellierten und realen Verteilungen der Skalenparameter.

Der Median der „modellierten“ Skalenparameter beträgt 0,74 und ist damit nur geringfügig höher als der „reale“ Skalenparameter (0,69). Die Plots zeigen außerdem, dass die Verteilungen nicht stark voneinander abweichen. Mithilfe des WILCOXON-Tests für abhängige Stichproben konnte nachgewiesen werden, dass kein signifikanter Unterschied zwischen den Verteilungen besteht (p -Wert = 0,617). Auffällig ist auch, dass der Extremwert ($b = 1,7$) vom Modell reproduziert wird.

¹² Anhand von empirischen Häufigkeiten geschätzte Skalenparameter.

¹³ Moment (\bar{x}_w) und Formexponent wurden anhand von statistischen Regressionsfunktionen aus anderen Ertragsgrößen abgeleitet bzw. geschätzt.

4.3.2.7 Betrachtung des Gesamtmodells

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Biomasseschätzung aus Modell II analysiert. Dafür wurde die Biomasse jedes Untersuchungsobjekts über den beschriebenen Algorithmus hergeleitet und mit den realen Biomasseerträgen verglichen. Abbildung 4-35 zeigt eine Gegenüberstellung in Form von Boxplots. Dabei unterscheiden sich die Mediane mit einer Differenz von 6,6 %, wobei das Modell die Biomasseerträge im Durchschnitt leicht unterschätzt.

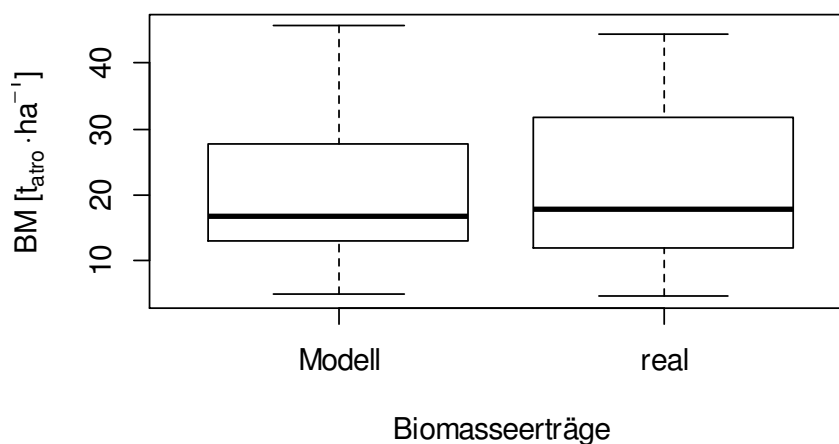


Abbildung 4-35: Gegenüberstellung der modellierten und realen Biomasseerträge in Form von Boxplots.

In Tabelle 4-9 sind zusätzlich einige Kennwerte der Verteilungen aufgeführt. Hier wird deutlich, dass sich sowohl die Quantile (Q_{25} , Q_{75}) der Verteilungen als auch die minimalen Biomasseerträge (BM_{\min}) und die Standardabweichungen (s) nur sehr gering voneinander unterscheiden. Lediglich der maximale Biomasseertrag (BM_{\max}) wird vom Modell um ca. $9,6 \text{ tatro} \cdot \text{ha}^{-1}$ überschätzt. Insgesamt sind die Verteilungen aber nicht signifikant unterschiedlich ($p\text{-Wert} = 0,1241$, WILCOXON-Test für abhängige Stichproben).

Tabelle 4-9: Statistische Kennwerte der modellierten und realen Verteilungen der Biomasseerträge der 31 Untersuchungsobjekte.

| Statistische Maßzahlen | BM (Modell) | BM (real) |
|------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | $[t_{atro} \cdot ha^{-1}]$ | $[t_{atro} \cdot ha^{-1}]$ |
| Median | 16,62 | 17,79 |
| Q ₂₅ | 12,95 | 11,79 |
| Q ₇₅ | 27,68 | 31,68 |
| BM _{max} | 54,71 | 44,58 |
| BM _{min} | 4,87 | 4,36 |
| s | 12,24 | 12,73 |

Die numerischen Abweichungen können in Form von Residuen dargestellt werden (Abbildung 4-36). Die maximalen Werte der Residuen betragen 9,59 und -8,87 $t_{atro} \cdot ha^{-1}$ bzw. 16 % und -23 %. Dabei wird der Biomasseertrag der fünfjährigen KUP in Gersdorf am deutlichsten unterschätzt und die siebenjährige KUP (Tora) in Methau am stärksten überschätzt. Der SHAPIRO-WILK-Normalitäts-Test zeigt, dass die Residuen mit hoher Wahrscheinlichkeit normalverteilt sind (p-Wert = 0,2081) und damit kein systematischer Fehler zu erwarten ist. Der Mittelwert aller Abweichungen beträgt -0,06 $t_{atro} \cdot ha^{-1}$ oder 2,66 %.

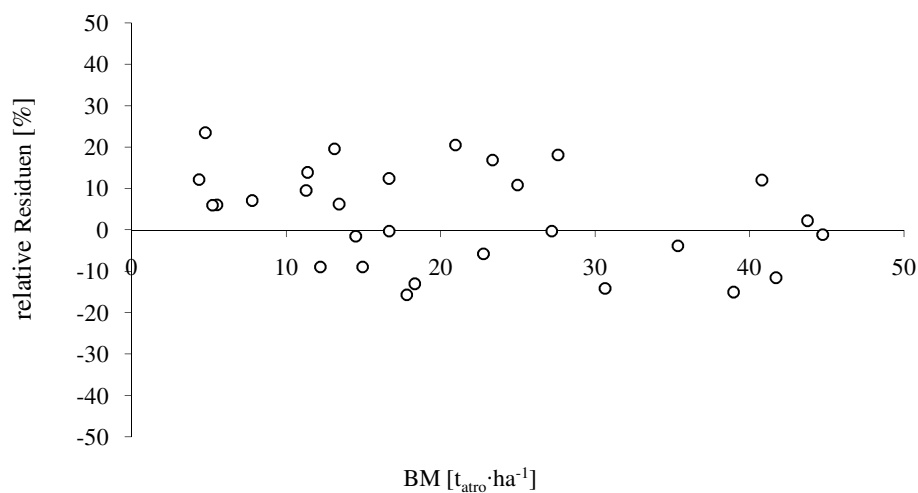


Abbildung 4-36: Residuen der modellierten Biomasseerträge.

4.3.3 Validierung der Modelle I und II

An dieser Stelle soll die Allgemeingültigkeit der beiden Modelle anhand eines unabhängigen Datensatzes überprüft werden. Dafür stehen insgesamt 15 Untersuchungsobjekte mit den Klonen Inger und Tordis zur Verfügung. Die Lage dieser KUP wurde bereits in Kapitel 3.1 beschrieben. In Tabelle 4-10 sind Minimal-, Maximal- und Durchschnittswerte der für die Ertragsermittlung notwendigen Eingangsgrößen des Validierungsdatensatzes aufgeführt. Die Altersspanne beträgt zwei Jahre (zwei- und dreijährige KUP). Damit repräsentiert der Validierungsdatensatz allerdings nur einen geringen Ausschnitt des Parametrisierungsbereiches. Die folgenden Abbildungen und Erläuterungen werden Schwächen und Stärken der beiden Modelle aufzeigen.

Tabelle 4-10: Tabellarische Darstellung der Min.-, Max.- und Durchschnittswerte der notwendigen Modelleingangsgrößen des Validierungsdatensatzes.

| | Alter | Austriebszahl | h_o | dg | s_{BHD} | hg | BM |
|------|-------|-----------------------|-------|------|-----------|------|--|
| | [a] | [N·ha ⁻¹] | [m] | [cm] | [cm] | [m] | [t _{atro} ·ha ⁻¹] |
| Max. | 3 | 31250 | 8,97 | 3,18 | 1,32 | 7,60 | 29,90 |
| Min. | 2 | 12963 | 3,44 | 0,84 | 0,38 | 2,39 | 2,10 |
| ø | 3 | 20177 | 5,39 | 1,99 | 0,76 | 1,49 | 11,96 |

In Abbildung 4-37 sind die Differenzen zwischen geschätzten und realen Biomasseerträgen des Validierungsdatensatzes in Form von absoluten Häufigkeiten dargestellt. Es ist ersichtlich, dass beide Modelle die Erträge leicht überschätzen. Im Mittel werden die Erträge durch das Modell II mit einem Bias von 0,35 t_{atro}·ha⁻¹ oder 4,43 % überschätzt. Das Modell I überschätzt den Biomasseertrag mit einem Bias von durchschnittlich 25,67 % deutlich stärker. Maximal beträgt die Differenz zwischen modellierter und realer Biomasse im Modell II 2,5 t_{atro}·ha⁻¹ und im Modell I 9,4 t_{atro}·ha⁻¹.

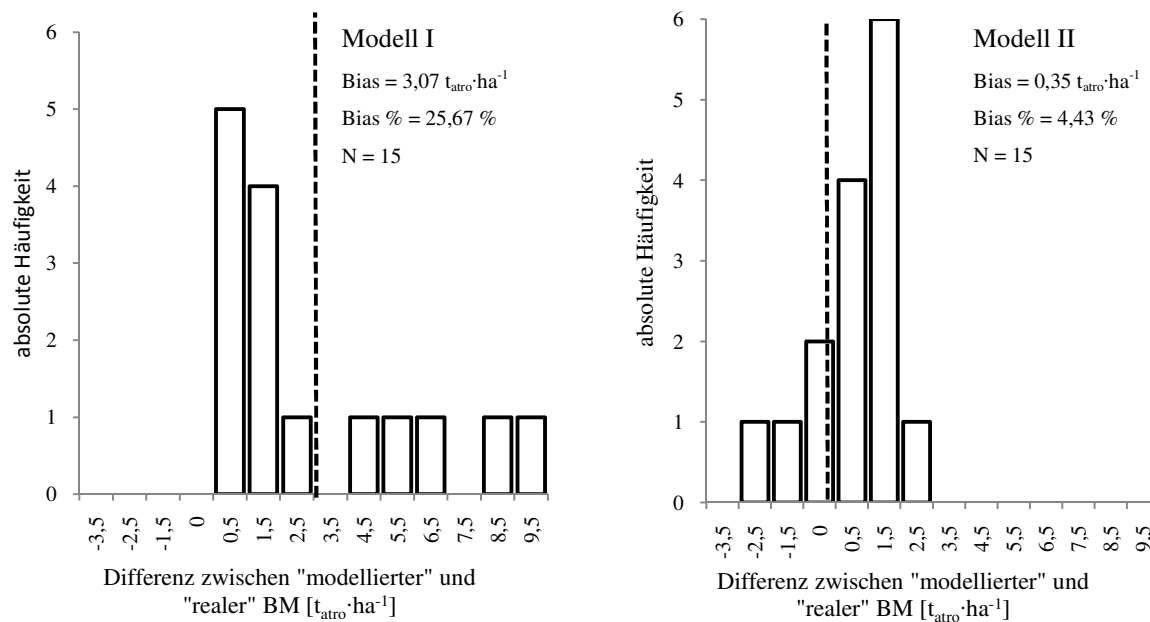


Abbildung 4-37: Prozentuale Abweichungen der Modellkalkulationen von den „realen“ Ertragsdaten des Validierungsdatensatzes.

Die durch das Modell II hervorgerufenen Abweichungen unterliegen keinem systematischen Trend. Dagegen sind die Differenzen im Modell I ausschließlich im positiven Bereich, was eine systematische Überschätzung zur Folge hat. Besonders deutlich kann das anhand der Abbildung 4-38 nachvollzogen werden.

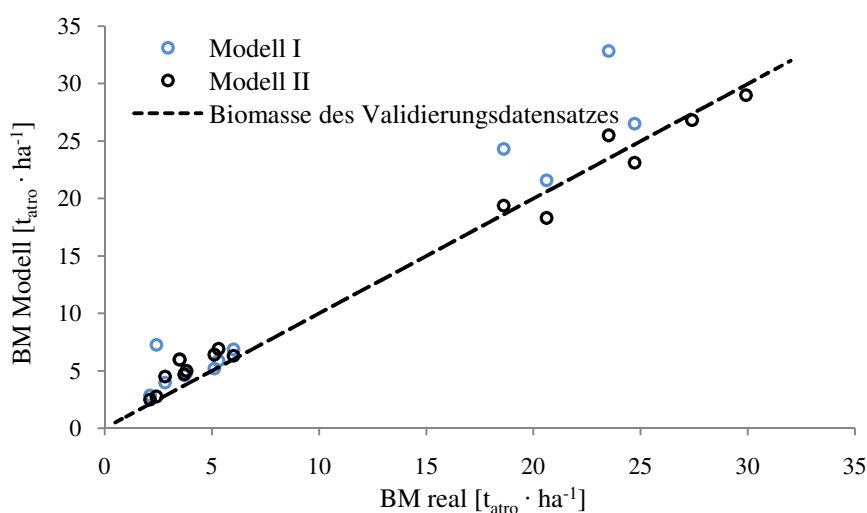


Abbildung 4-38: Residuen der modellierten Biomasseerträge.

Weiterhin wird deutlich, dass im Bereich zwischen 7 und 19 $t_{atro} \cdot ha^{-1}$ keine Validierungsdaten zur Verfügung standen. Die Präzision und die Treffgenauigkeit für Modell I und II betragen 24,7 bzw. 35,63 % und 11,28 bzw. 12,11 %.

5 Diskussion

Im diesem Kapitel werden die Ergebnisse der bisherigen Arbeit analysiert und vor dem Hintergrund wissenschaftlicher Erkenntnisse anderer Autoren diskutiert. Dabei wird auf die eingangs formulierten Schwerpunkte (vgl. Kapitel 1.3) Bezug genommen und es erfolgt eine Gegenüberstellung der Vor- und Nachteile von ausgewählten Verfahren zur Ertragsermittlung (vgl. Kapitel 2).

5.1 Ertragsschätzer für Kurzumtriebsplantagen

Die Produktionsleistung von KUP korreliert vor allem mit den Standortvariablen, der Stecklingsanzahl pro Hektar, dem Schädlingsbefall und der gepflanzten Sorte (WEST 2006). Mittlerweile existieren praxistaugliche Modelle, die einige der genannten Parameter in eine Potenzialschätzung einbeziehen – damit ist der Landwirt in der Lage, Ertragsprognosen für den eigenen Standort zu erstellen. ALI (2009) und MURACH et al. (2008) stellten u. a. entsprechende Modelle für Pappel und EVANS et al. (2007) und MOLA-YUDEGO und ARONSSON (2008) für Weide vor. Bisher können von Potenzialschätzern aber weder Witterungsprognosen noch Schädlingsbefall oder Verbiss durch Wild vorhergesagt werden. Somit sind die Ergebnisse der Standort-Leistungsschätzer lediglich unsichere Prognosen.

Der tatsächliche Biomasseertrag einer KUP kann über direkte und indirekte Verfahren ermittelt werden. Direkte Verfahren wie die Vollernte-, Teilernte- oder Regressionsmethode bedingen eine sehr zeit- und kostenaufwendige Wägung der Biomasse. Mit indirekten Verfahren wird der Biomasseertrag über andere Größen, welche entweder physiologischen, empirischen oder optischen Charakter haben, abgeleitet (vgl. Kapitel 2.2.2). Damit ist der Nutzer in der Lage, schnell und einfach Informationen zu erhalten.

5.1.1 Modelle im Vergleich (Genauigkeit, Anwenderfreundlichkeit und Anwenderfehler)

- Genauigkeit

Die Genauigkeit eines statistischen Modells kann mithilfe der Validierung bestimmt werden. Dabei spielen der Bias und die Präzision eine wichtige Rolle. Häufig werden von den Modellentwicklern Validierungsergebnisse angegeben, die zeigen, in welchem Rahmen die Modellergebnisse eingeordnet werden können. Die Validierungswerte werden sowohl in

absoluter als auch in relativer Form angegeben. Im Rahmen der Diskussion wurden jedoch nur relative Angaben verwendet, da nur so ein Vergleich (auch) zwischen unterschiedlichen Modellen möglich ist. In Kapitel 2.2.2 wurden bereits einige modellspezifische Validierungsergebnisse vorgestellt, die in Tabelle 5-1 noch einmal zusammengefasst sind.

Tabelle 5-1: Validierungsergebnisse (Bias %, Präzision %) und erforderliche Messgrößen ausgewählter Modelle zur Biomasseschätzung.

| Nr. | Modell | Bias % | Präzision % | Messungen |
|-----|---|--------------|-------------|--|
| 1 | Generalisiertes Modell zur Ertragsermittlung nach Alter und Klon für KUP aus Weide (TELENIUS und VERWIJST 1995) | < 10 | 22-31 | BHD, Alter, Klon, Mortalität, Pflanzdesign |
| 2 | Generalisiertes Modell zur Ertragsermittlung nach Alter und Klon für KUP aus Weide (AREVALO et al. 2007) | -24,7-10,7 | 25,5-38,78 | BHD, Alter, Klon, Mortalität, Pflanzdesign |
| 3 | Ertragsermittler für KUP aus Pappel (HARTMANN 2010, RÖHLE UND SKIBBE 2011) | 0,93 | 25,18 | BHD, Bestandesmittelhöhe, N·ha ⁻¹ |
| 4 | Standort-Leistungsschätzer für KUP aus Pappel (ALI 2009) | -10,41- 3,77 | 8,05-27,32 | Alter, Klon, Pflanzdesign, N _{Mai-Juni} , T _{April-Juli} , AZ, nFK |
| 5 | Potenzialschätzer für KUP aus Weide (MOLA-YUDEGO und ARONSSON 2008) | -2,30 | n. b. | Erträge von Hafer, Rotationslänge, Rotationszyklus, Einfluss des Managements |
| 6 | Ertragsermittler für KUP aus Weide (Modell I) | 25,67 | 24,7 | BHD, Oberhöhe, N·ha ⁻¹ |
| 7 | Ertragsermittler für KUP aus Weide (Modell II) | 4,43 | 12,11 | BHD, Alter, N·ha ⁻¹ |

Beispielsweise tolerieren TELENIUS und VERWIJST (1995) einen Bias von < 10 %. Diese Schwelle wird von fünf der sieben Ertragsmodelle in Tabelle 5-1 eingehalten. Ausnahmen bilden das generalisierte Modell von AREVALO et al. (2007) mit einem Bias von -24,7 bis 10,7 und das Modell I (25,67). Die besten Validierungsergebnisse konnten mit dem Modell II (4,43 %), dem Ertragsermittler für KUP aus Pappel (0,93 %) und dem Potenzialschätzer für KUP aus Weide (-2,3 %) erzielt werden.

- Anwenderfreundlichkeit

Der Nutzer eines Modells zur Ertragsermittlung einer KUP erwartet eine schnellere und arbeitsextensivere Ergebnisbereitstellung im Vergleich zu herkömmlichen Methoden der direkten Ertragsermittlung wie beispielsweise die über Biomassefunktionen (vgl. 2.2.1). Die in Tabelle 5-1 aufgeführten Modelle unterscheiden sich in diesen Punkten erheblich. Während die Potenzialschätzer (Nr. 4 und 5) Informationen über Standort- und Bewirtschaftungskriterien benötigen, erfordern die Ertragsermittler (Nr. 1, 2, 3, 6, 7)

Messwerte, die direkt auf der Fläche erhoben werden müssen. Letzteres ist mit einem erheblichen Zeit- und Arbeitsaufwand verbunden. Den geringsten Messaufwand unter den Ertragsermittlern bei gleichzeitig höchster Genauigkeit verspricht das Modell II. Ähnlich arbeitsextensiv ist das Modell Nr. 1 (vgl. Tabelle 5-1). Alle anderen Ertragsermittler fordern einen hohen Messaufwand.

- Anwenderfehler

Neben der modellbedingten Verzerrung können Anwenderfehler die Ertragsermittlung zusätzlich beeinträchtigen. Die zwei häufigsten Fehler werden durch falsche Handhabung der Messinstrumente (systematischer Fehler) und die nicht repräsentative Wahl von Stichproben verursacht.

Systematische Abweichungen während der BHD-Messung sind einer falschen Kluppführung (falsche Messhöhe) oder ungenauem Ablesen von der Messschiene geschuldet. Das Resultat sind Über- bzw. Unterschätzungen der Biomasseerträge. Beispielfhaft wird in Abbildung 5-1 für die dreijährige KUP in Thammenhain eine systematische Überschätzung des BHD um ca. 10 % demonstriert. Der Fehler führt zu einer Überschätzung des dg um 0,21 cm (Abbildung 5-1, links) und damit zu einer Überschätzung der Biomasse um $1,3 \text{ t}_{\text{atro}} \cdot \text{ha}^{-1}$, was ca. 17 % entspricht (siehe blaue Biomasseverteilung Abbildung 5-1, rechts).

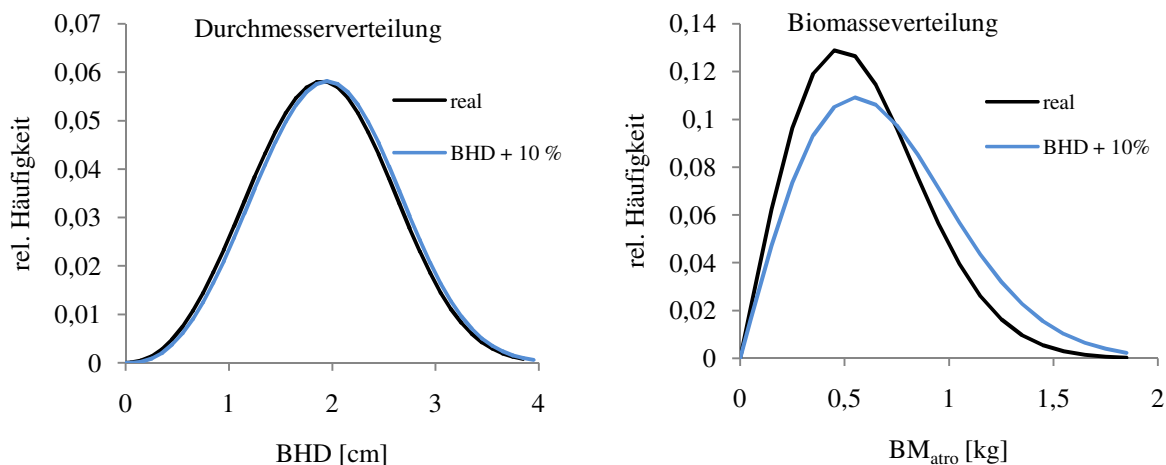


Abbildung 5-1: Durchmesserverteilung und Biomasseverteilung der KUP Thammenhain auf der Basis real erhobener BHD-Messwerte (schwarz) und von BHD-Messwerten mit einer systematischen Überschätzung von 10 %.

Die Stichprobenauswahl bedarf besonderer Sorgfalt. Je inhomogener die Standortbedingungen einer KUP sind, umso höher ist in der Regel auch die Variabilität des

Merkmals (PRETZSCH 2001). Gleichzeitig erhöht sich die Anzahl erforderlicher Messwerte. Mit Formel 5-1 kann überprüft werden, ob der Stichprobenumfang ausreichend ist.

Formel 5-1

$$n = \frac{t^2 \cdot s_x \%^2}{s_{\bar{x}} \%^2}$$

| | |
|------------------|---|
| n | erforderlicher Stichprobenumfang |
| t | t-Wert |
| $s_x \%$ | Variationskoeffizient |
| $s_{\bar{x}} \%$ | erwünschtes Standardfehlerprozent der Prüfgröße |

Für die Berechnung wird neben dem t-Wert und dem erwünschten Standardfehlerprozent (meist 5 %) der Variationskoeffizient des Merkmals benötigt. Dieser wird aus den bereits erhobenen Messwerten ermittelt. Da t durch n beeinflusst wird, wurde beim Lösen iterativ vorgegangen: Weicht der mit der Formel berechnete Stichprobenumfang (n) von dem bereits erhobenen Umfang ab, sollten Nacherhebungen durchgeführt werden.

Die Erhebungen der Messwerte in den Untersuchungsobjekten wurden auf Flächenstreifen durchgeführt, die stets repräsentativ in die KUP gelegt wurden. Bei deutlicher Flächeninhomogenität wurden mehrere Streifen über die Fläche verteilt angelegt.

In Schweden wird häufig ein punktförmiges Design verwendet. Dabei werden die Messwerte von verschiedenen Pflanzplätzen, die zufällig über der Fläche verteilt sind, erhoben (TELENIUS und VERIJST 1995). Die Mortalität wird dabei anhand der Überlebensrate der sechs nächsten Nachbarn bestimmt.

Die Streifenstichprobe hat sich vor allem auf kleineren Versuchsanlagen bewährt, da der Homogenitätsgrad der Fläche sehr gut eingeschätzt werden kann. Auf größeren Flächen könnte jedoch die Punktstichprobe effektiver sein, da keine Flächenabmessung der Streifen erfolgen muss. Bisher liegen allerdings keine vergleichenden Analysen dazu vor.

5.1.2 Bewertung von Datenbasis und Aufnahmemethodik

Für das Aufstellen von allgemeingültigen Modellen ist eine breite Datenbasis erforderlich (PENG 2000), welche die entsprechenden Merkmale in einem weiten Spektrum darstellt. Für die Entwicklung des Ertragsermittlers konnten verschiedenste KUP der ersten Rotation verwendet werden, die nicht nach einheitlichem Design angelegt wurden. Mit den erhobenen Daten wird insgesamt ein weiter Rahmen an möglichen Merkmalsausprägungen (dg, hg, N, BM_{atro}, Alter) ausgeschöpft (vgl. Kapitel 4.1). Diese Daten stammen jedoch leider

ausschließlich von *Salix-viminalis*-Klonen, sodass die Anwendung der Modelle nur auf diese Klone beschränkt ist. Weiterhin waren die vorgefundenen Pflanzdesigns mit nur sieben verschiedenen Pflanzplatzgrößen (vgl. Tabelle 4-1) einander sehr ähnlich. An dieser Stelle wäre eine größere Variabilität wünschenswert gewesen. Andererseits sind diese Pflanzplatzmuster aus erntetechnischen Gründen sehr verbreitet, weshalb bei Anwendung des Modells keine Einschränkungen bestehen müssen.

Die Genauigkeit der Messwerte wird entscheidend von der verwendeten Aufnahmemethodik beeinflusst. Mit der Vollaufnahme wird die Variabilität eines Merkmals komplett dargestellt. Stichprobenerhebungen stellen die gesamte Variabilität hingegen zufällig dar (PRETZSCH 2001). Allerdings verringert sich der Fehler mit steigendem Stichprobenumfang. Die Datenaufnahme in dieser Arbeit erfolgte auf einer vorher ausgewählten Stichprobenfläche. Dabei wurden alle BHD auf der Fläche gemessen und die Anzahl anhand des Standardfehlers überprüft. Für die Regressionsstichproben zur Herleitung der Biomassefunktionen und Bestandeshöhenkurven ist der Standardfehler des Mittelwertes nicht aussagefähig, da die Stichproben keine reinen Zufallsstichproben sind.

Im Weiteren werden Aufnahmemethodik und Allgemeingültigkeit ausgewählter Ertragskennwerte (dg , hg , $N \cdot ha^{-1}$) diskutiert. Dabei wird besonders auf die Regressionsstichprobe zur Aufstellung von Biomassefunktionen und die Wahl des Verteilungsmodells zur Aufstellung von Biomasseverteilungsfunktionen eingegangen.

- Durchmesser des Grundflächenmittelstammes

Der dg spielt in beiden Modellen (I, II) eine besondere Rolle. In Modell I wird der dg verwendet, um den Biomassefunktionskoeffizienten a_0 und den Biomasseertrag (Formel 4-4) zu bestimmen. In Modell II dient der dg dazu, den Mittelwert der Biomasseverteilungsfunktion zu schätzen. Dabei entspricht der dg dem Durchmesser des arithmetischen Mittels der Grundflächen. Zur Charakterisierung von Durchmesserverteilungen wird der dg als charakteristischer forstlicher Weiser empfohlen (KRAMER und AKÇA 1995). Außerdem wird er benötigt, um die Bestandesmittelhöhe abzuleiten.

Im internationalen Vergleich spielt der dg zur Ermittlung der Biomasse von KUP jedoch keine Rolle. Nur HARTMANN (2010) verwendet zur Ermittlung der Biomasse ebenfalls den dg .

Damit bleibt zu überdenken, ob diese Zielgröße wirklich relevant ist, oder ob stattdessen auf den arithmetischen Durchmesser zurückgegriffen werden sollte.

- Bestandesmittelhöhe

Die Bestandesmittelhöhe (hg) kann mit dem Durchmesser des Grundflächenmittelstammes über eine entsprechende Bestandeshöhenkurve berechnet werden (KRAMER und AKÇA 1995). In dieser Arbeit wurden die Bestandeshöhenkurven nach PRODAN (Formel 3-2) verwendet. Im Vergleich zu anderen Bestandeshöhenkurven (beispielsweise MICHAILOW, PETTERSON etc.) zeigte sie die beste Anpassung an die Messwerte. Das konnten auch Untersuchungen von KÖPPL (2013) und SCHREITER (2012) belegen. Durch die Herleitung der Koeffizienten der Bestandeshöhenkurven besteht die Möglichkeit, alle Höhen des Bestandes auf der Grundlage der empirischen Durchmesservertelung abzuleiten. Dazu mussten auf der Plantage lediglich 15 Höhen gemessen werden. Inwieweit die so berechneten Triebhöhen mit den tatsächlichen Höhen übereinstimmen, wurde im Rahmen dieser Arbeit nicht untersucht. Es stellte sich jedoch heraus, dass die Höhe für die Ertragsschätzung notwendig ist, da sie signifikant mit der Biomasse in Verbindung steht (vgl. Kapitel 4.2, Abbildung 4-14).

- Bestandesdichte

Modell I ermittelt den Biomasseertrag einer KUP, indem das Gewicht eines durchschnittlichen Individuums mit der Anzahl der Austriebe pro Hektar multipliziert wird. In Modell II wird der Ertrag über die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines bestimmten Austriebgewichtes bestimmt. In beiden Modellen ist demnach die Austriebanzahl ein wichtiges Element.

Während die standortbasierten Potenzialschätzer die Stecklingsdichte (Anzahl der Stecklinge pro Hektar) benötigen, erfordern Ertragsermittler die tatsächliche Bestockungsdichte (Austriebanzahl pro Hektar). Dabei wird die Bestockungsdichte über unterschiedliche Methoden ermittelt: zum einen über die Austriebanzahl auf einer Stichprobenfläche (Modell I, II, HARTMANN) und zum anderen über die durchschnittliche Anzahl von Austrieben pro Steckling (VERWIJST 1991).

Während dg und hg als Ertragsweiser fungieren (über sie kann der Biomasseertrag hergeleitet werden), ist die Bestandesdichte Ertragsweiser *und* Einflussgröße auf den Zustand dieser Zielgrößen (dg, hg). Begründet wird dies in der Literatur über konkurrenzbeeinflussende Vorgänge. Danach steigt mit zunehmender Bestockungsdichte die Konkurrenz zwischen den Individuen, was in der Regel zu geringeren Dimensionen führt. Flächen mit geringerer

Bestockungsdichte zeigen dagegen stärkere Einzelindividuen (BULLARD et al. 2002). Gleichzeitig führt eine hohe Bestockungsdichte zu einer vergleichsweise höheren Mortalität, die in einer standortspezifischen Selbstdifferenzierung mündet. Auf schwächeren Standorten sind diese Selbstdifferenzierungsprozesse stärker ausgeprägt (BULLARD et al. 2002). Das heißt, bessere Standorte tolerieren mehr Individuen bei gleicher Dimension.

In den vorliegenden Untersuchungen mit Stecklingsdichten zwischen 1.000 und 17.857 konnte keine erhöhte Mortalität mit zunehmender Bestockungsdichte festgestellt werden. Die Ursache dafür liegt wahrscheinlich in den vergleichsweise geringen Bestockungsdichten und dem niedrigen Alter von 2 bis 7 Jahren. Allerdings wurde eine Ertragssteigerung mit zunehmender Bestockungsdichte bis zu einer Austriebanzahl von ca. 30.000 festgestellt, was einer Stecklingsdichte von ca. 18.000 entspricht. Ähnliche Ergebnisse wurden auch für KUP in Schweden auf frischen nährstoffreichen Standorten bestätigt (BERGKVIST 1997 und WILKINSON et al. 2007). Demnach verursacht eine Stecklingsdichte von über 20.000 keine signifikante Ertragssteigerung mehr.

In der vorliegenden Arbeit konnten im Durchschnitt 1,9 Austriebe pro Steckling beobachtet werden. In Folgerotationen wurden auf der KUP in Krummenhennersdorf durchschnittlich 11 Austriebe pro Stock erfasst (KÖPPL 2013). Durch diese hohen Austriebsdichten ergeben sich in Folgerotationen veränderte Konkurrenzverhältnisse auf der Fläche. Bisher wurde nicht untersucht, wie sich Biomassefunktionen und Durchmesserverteilungen in Folgerotationen bei starker Erhöhung der Bestandesdichten verhalten. Daher ist die Anwendung der Modelle I und II für KUP in Folgerotationen nicht zu empfehlen.

- Regressionsmethode zur Entwicklung von Biomassefunktionen

Die Regressionsmethode zur Entwicklung von Biomassefunktionen für die Ertragsermittlung von KUP wird von vielen Autoren favorisiert (vgl. Kapitel 2.2.1.5). Sie überzeugt durch die relativ hohe Genauigkeit (-8 bis 4 %) bei vergleichsweise geringem Mess- und Rechenaufwand (HYTÖNEN et al. 1987). Die Methoden zur Aufstellung von Biomassefunktionen sind aber sehr unterschiedlich. Das betrifft sowohl den Aufbau der Funktionen als auch die erforderliche Stichprobengröße.

Neuere Quellen belegen, dass die Austriebsbiomasse mit dem Triebdurchmesser als alleinigem Regressor sehr gut beschrieben werden kann (RÖHLE et al. 2006, TELENUS und VERWIJST 1995, VERWIJST 1996, NORDH und VERWIJST 2004). In dieser Arbeit wurde der Triebdurchmesser auf Höhe des $d_{1,3}$ verwendet, da er auf einer ergonomisch günstigen Höhe liegt. Ein Nachteil dieser Vorgehensweise besteht darin, dass Austriebe, die kleiner als 1,3 m

sind, nicht in die Biomasseberechnungen involviert werden. Damit können in KUP mit zahlreichen, kurzen Austrieben größere Fehler in der Biomasseermittlung auftreten. In diesem Fall sollte eine tiefere Ansatzstelle für die Durchmesserbestimmung genutzt werden (vgl. ZEITLHOFFER et al. 2009, VERWIJST 1996).

Der empfohlene Stichprobenumfang zur Entwicklung von Biomassefunktionen schwankt zwischen 10 (TELENIUS und VERWIJST 1995) und 90 Austrieben (VERWIJST 1990). Die Biomassefunktionen der vorliegenden Arbeit wurden aus 15 Austrieben entwickelt, welche gezielt anhand des vorher sondierten Durchmesserspektrums ausgewählt wurden (RÖHLE et al. 2006). Dabei musste gewährleistet sein, dass sowohl Vertreter der schwächsten als auch der stärksten Austriebe der KUP vorhanden sind, da diese den Funktionsverlauf maßgeblich beeinflussen. Werden etwa die Stärksten nicht in die Regressionsfunktion einbezogen, verlagert sich die Biomassefunktion nach unten. Die Konsequenz sind unterschätzte Biomasseerträge.

Innerhalb des BHD-Spektrums sind Schwankungen des Austriebgewichtes bei gleichem BHD nicht auszuschließen (TELENIUS und VERWIJST 1995). Diese Schwankungen beruhen trotz genetischer Identität beispielsweise auf Absterbeerscheinungen, Kronenbrüchen oder lokalen biotischen Schäden innerhalb der KUP. Bei der gezielten Entnahme weniger Probestämme zur Aufstellung von Biomassefunktionen gibt es keine Mehrfachbesetzung von gleich starken Austrieben. Damit können reale Variationen des Austriebgewichtes innerhalb eines BHD-Bereichs evtl. nicht richtig erfasst werden.

- Verteilungsmodell

Die Beschreibung von Waldbeständen über Durchmesserverteilungen ist eine geeignete Methode, um die Struktur eines Bestandes darzustellen (BAILEY und DELL 1973) und trägt dazu bei, den Forstbestand zu charakterisieren (STERBA 2006).

In dieser Arbeit wurden mithilfe von empirischen Durchmesserverteilungen und Biomassefunktionen Biomasseverteilungen aufgebaut. Damit kann in Abhängigkeit der Austriebanzahl die Häufigkeit von Austriebgewichtes ermittelt werden. Jede Biomasseverteilungsfunktion, die im Zuge dieser Arbeit erstellt wurde, enthält demnach spezifische Informationen aus der empirischen Durchmesserverteilung und Biomassefunktion einer KUP.

Der Unterschied zwischen beiden Verteilungsfunktionen wird in der Dimensionierung (cm, kg) und der Form deutlich. Dabei sind die Brusthöhendurchmesser überwiegend symmetrisch

bis linksschief und die Biomassen meist asymmetrisch und rechtsschief verteilt. Die Symmetrie der Verteilungen wird rechnerisch mit dem Wert der Schiefe ausgedrückt (vgl. Kapitel 3.3.2., Formel 3-15). In Abbildung 5-2 sind die absoluten Häufigkeiten berechneter Schiefe-Werte der untersuchten BHD (links)- und Biomasseverteilungen (rechts) der Untersuchungsobjekte dargestellt. Dabei sind die Schiefe-Werte der Biomasseverteilungen überwiegend im positiven Bereich, während die Werte der BHD-Verteilungen um den Nullpunkt platziert sind. Negative Werte stehen für linksschiefe und positive für rechtsschiefe Verteilungen. Symmetrische Verteilungen haben eine Schiefe von Null.

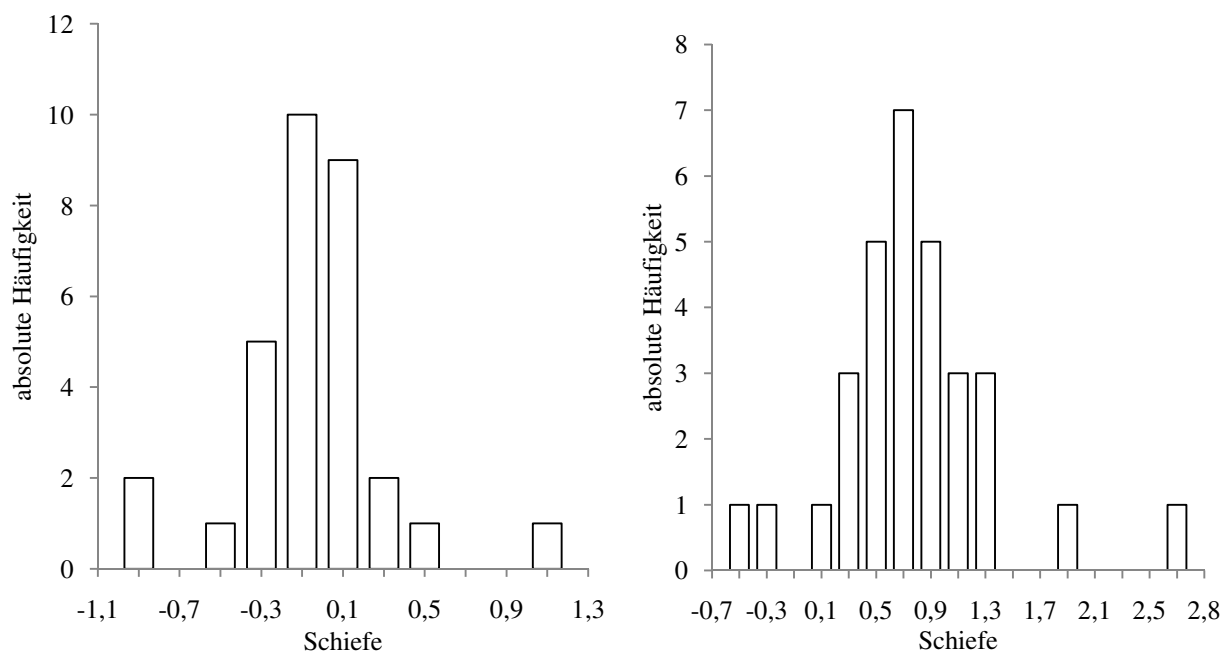


Abbildung 5-2: Absolute Häufigkeiten der Schiefe-Werte für BHD- (links) und BM- (rechts) Verteilungen des Modelldatensatzes.

Damit sind nur wenige Austriebe einer KUP verhältnismäßig schwer. Die BHD-Verteilungen der Untersuchungsobjekte sind näherungsweise normalverteilt.

Die verschiedenen Verteilungsformen von BHD und Biomasse sind auf die relativen Gewichtsunterschiede innerhalb der Population zurückzuführen, wobei das Holzvolumen bei zunehmendem BHD überproportional ansteigt. Die Biomasse der Austriebe steigt demnach nicht proportional mit deren Durchmesser. Vielmehr variieren die Zunahmeraten der Biomasse innerhalb der Stärkeklassen.

Für die Beschreibung der Biomasseverteilungen wurde die zweiparametrische Weibull-Verteilungsfunktion verwendet. Sie ist in ihrer Form sehr flexibel (linksschief/symmetrisch/rechtsschief), die Koeffizienten sind leicht zu bestimmen und es

existiert eine geschlossene kumulative Form (BAILY und DELL 1975). Aufgrund der positiven Eigenschaften der Weibull-Funktion wird sie zur Beschreibung von Durchmesserverteilungen verwendet. Beispielsweise wurde sie in einigen Waldwachstumsmodellen wie Silva (PRETZSCH 1992), Moses (HASENAUER 1994), Prognaus (STERBA et al. 1995) und Bwin (NAGEL UND BIGING 1995) integriert, um Durchmesserverteilungen schätzen und simulieren zu können. Bisher wurde die Weibull-Funktion nicht zur Beschreibung von Biomasseverteilungen eingesetzt.

Die Koeffizientenschätzung der Weibull-Funktion erfolgt sehr häufig über die Maximierung des natürlichen Logarithmus der Likelihood-Funktion (Maximum-Likelihood-Methode) (MERGANIČ und STERBA 2006), über die Methode der kleinsten Abweichungsquadrate (ZUTTER 1986), die Momentenmethode (AL FAWZAN 2000) oder die Perzentilmethode (GEROLD 1988).

Im Vergleich zeigte sich, dass die Ergebnisse der Momentenmethode mit der Likelihood-Methode vergleichbar sind. Die Perzentilmethode ist etwas ungenauer (NANANG 2002). Wegen der guten statistischen Eigenschaften wird jedoch überwiegend die Maximum-Likelihood-Methode empfohlen (NANANG 2002, SHIFLEY und LENTZ 1985).

Die Anwendung der Weibull-Funktion zur Beschreibung der Durchmesserverteilung wird für junge Bestände (NANANG 2002), für Bestände unter 7 cm (MERGANIČ und STERBA 2006) und für Bestände mit biomodalen Verteilungen (SHIFLEY und LENZ 1985) abgelehnt.

In eigenen Untersuchungen konnte festgestellt werden, dass die Weibull-Verteilung sehr gut für Biomasseschätzungen in jungen Weiden-KUP verwendet werden kann.

5.2 Anwendung etablierter Verfahren zur Biomassebestimmung auf den Modelldatensatz

In Kapitel 2.2 wurde eine Vielzahl von Modellen vorgestellt, welche das Biomassepotenzial bzw. den Biomasseertrag von KUP aus Weide und Pappel schätzen oder ermitteln. Die Modelle von MOLA-YUDEGO und ARONSSON (2008), HARTMANN (2010) und TELENUS und VERWIJST (1995) versprechen hohe Schätzgenauigkeiten bei gleichzeitig geringem Messaufwand. Die verwendeten Methoden dieser Modelle sind ausreichend beschrieben und können ohne große Umstände auf eigene Daten übertragen werden. Daher wurde untersucht, in welchem Rahmen solche bereits etablierten Ansätze für eigene Daten genutzt werden können. Dafür werden im Folgenden die Modelle von TELENUS und VERWIJST (1995) und HARTMANN (2010) diskutiert.

Bereits 1995 wurde für schwedische KUP eine Gleichungsbibliothek auf der Basis von generalisierten Biomassefunktionen (klon- und altersspezifisch) entwickelt (TELENIUS und VERWIJST 1995). So konnten einfache Schätzhilfen zur Verfügung gestellt werden, die den Biomasseertrag mit einer Genauigkeit von > 90 % ermitteln. Allerdings ist nicht bekannt, mit welcher Sicherheit diese Methode, aufgrund von Klima- und Standortunterschieden, auch in anderen Ländern angewendet werden kann.

Die Idee zur Entwicklung einer Gleichungsbibliothek auf der Basis von generalisierten Biomassefunktionen wird im Folgenden aufgegriffen und diskutiert. Dafür wurde mit den dreijährigen Untersuchungsobjekten dieser Arbeit eine alters- und klonspezifische Biomassefunktion entwickelt. Die entsprechende Funktion ist in der Formel 5-2 dargestellt.

Formel 5-2

$$BM_{atro} = 0,12420 \cdot BHD^{2,2476}$$

Bei Anwendung der Formel 5-2 auf den Validierungsdatensatz wurde eine mittlere Abweichung von $3,34 \text{ t}_{atro} \cdot \text{ha}^{-1}$ ermittelt. Das entspricht einem prozentualen Bias von 25,26 % und einer Präzision von 29,6 %. Die absoluten Häufigkeiten der Abweichungen sind in Abbildung 5-3 dargestellt.

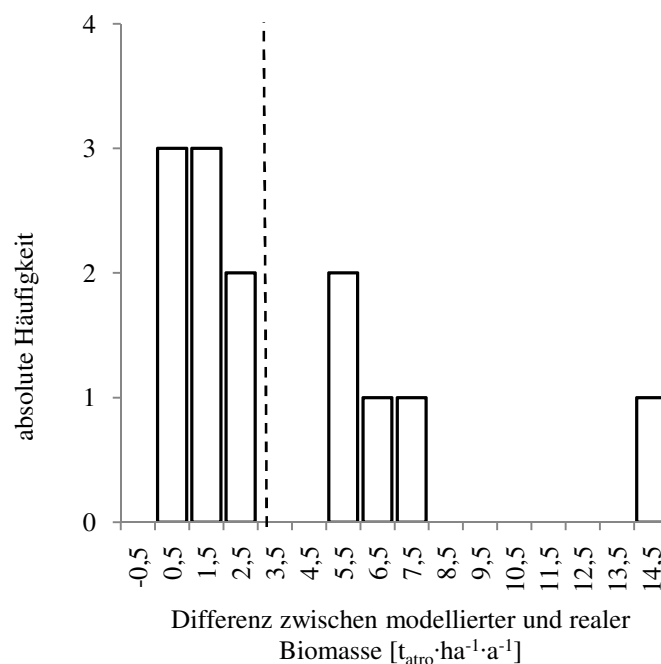


Abbildung 5-3: Abweichungen der über die Formel 5-2 errechneten Biomassen zu den realen Biomassen des Validierungsdatensatzes in Form absoluter Häufigkeiten.

Die Ursache der Verzerrungen wird an einem konkreten Beispiel (dreijährige KUP Thammenhain) erläutert. Dazu wurde die Biomassefunktion des generalisierten Modells mit einer realen Biomassefunktion der dreijährigen KUP Thammenhain verglichen. Die Koeffizienten der Biomassefunktion in Thammenhain haben Werte von $a_0 = 0,1844$ und $a_1 = 1,6521$, die Biomassefunktion des generalisierten Modells haben Werte von $a_0 = 0,1242$ und $a_1 = 2,2476$. Beide Biomassefunktionen sind in der Abbildung 5-4 dargestellt. Dabei unterscheidet sich die blaue Kurve des generalisierten Modells erheblich von der realen Biomassefunktion (schwarz). Werden beide Funktionen mit realen Durchmesserwerten unterlegt, ergeben sich folglich unterschiedliche Biomasseerträge. Lediglich an einem Punkt stimmen die Austriebstrockengewichte der generalisierten und realen Biomassefunktion überein. Dieser Punkt entspricht dem Schnittpunkt der beiden Biomassefunktionen bei einem BHD von ca. 2 cm. Hier erreichen die Austriebsbiomassen ca. 0,5 kg. Diese Biomasse kommt auf der KUP mit einer relativen Häufigkeit von ca. 0,045 vor. Alle anderen Biomassewerte unterscheiden sich. Mit der generalisierten mittleren Biomassefunktion ist eine Ertragsermittlung in dreijährigen Kurzumtriebsbeständen demnach nur mit einer Genauigkeit von ca. 70 % möglich.

Die Ursache dafür kann anhand der Begrenzung der Modellierung auf altersspezifische Biomassefunktionen diskutiert werden. Damit hat jeder Austrieb einer x-beliebigen dreijährigen Plantage eine vorgegebene Biomasse. Der Biomasseertrag wird somit nur von der Durchmesserverteilung als standortspezifischer Variable gesteuert. Wie die Abbildung 5-4 zeigt, bilden jedoch die Biomassefunktion (schwarz) und die Durchmesserverteilung eine bestandsspezifische Einheit, welche durch die generalisierte Biomassefunktion (blau) aufgehoben wird. Mit dem Modell II wird dieser eingeschränkte Bezug durchbrochen, weil es auf gemessenen Durchmessern und bestandsspezifischen Biomassefunktionen beruht. Damit konnten deutlich bessere Validierungsergebnisse mit einem Bias von 4,43 % erreicht werden.

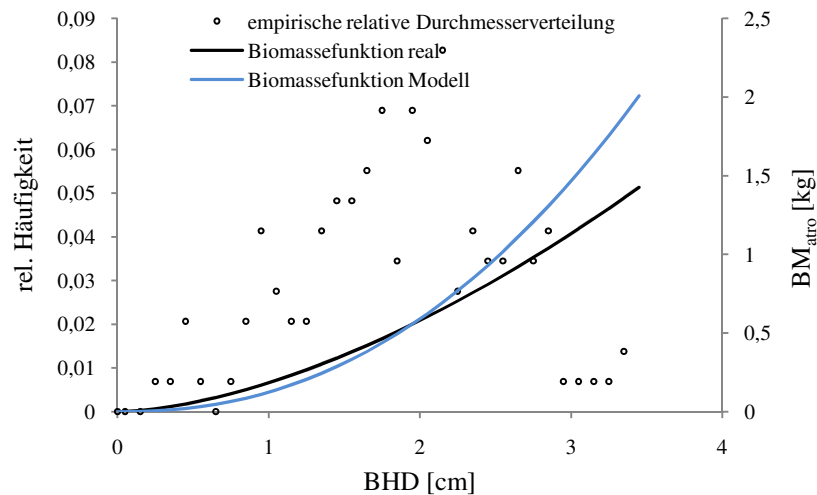


Abbildung 5-4: Biomassefunktion (schwarz) und empirische Durchmesserverteilung (schwarz) der KUP in Thammenhain und generalisierte Biomassefunktion (blau) nach Formel 5-2.

Die in Kapitel 2.2 vorgestellten Modelle zur Ertragsermittlung von KUP sind klar nach Baumarten und innerhalb der Baumarten zum Teil auch nach Klonen unterteilt. Beispielsweise muss bei Benutzung des Standort-Leistungsschätzers für Pappel (ALI 2009) zwischen vier verschiedenen Pappelklonen innerhalb der Sektion Tacamahaca differenziert werden. Die Gründe dafür sind vielfältig: Unterschiede im Habitus, die Anfälligkeit auf Krankheiten, die Austriebszahl pro Stock (ALI 2009). Wiederum unterscheiden sich bestimmte Klongruppen in der Biomasseakkumulation nur wenig, sodass Modellsynthesen auf der Grundlage von Daten einer Baumart empfohlen werden (TELENIUS und VERWIJST 1995).

Die Modelle I und II wurden für eine Gruppe von *Salix-viminalis*-Klonen entwickelt, da weder die Biomasseakkumulation noch die Entwicklung der Ertragskennwerte mit der Klonsorte in Zusammenhang gebracht werden konnten. Ähnliche Ergebnisse erzielte auch HARTMANN (2010). Zur Aufstellung des Ertragsermittlers für Pappel-KUP verwendete er drei verschiedene Pappelarten (Balsampappel, Aspe, Schwarzpappel), die jedoch im Modell nicht unterschieden wurden. Für die Entwicklung der Modelle I und II wurden die Klone einer Weidenart (*Salix-viminalis*) untersucht bzw. zusammengefasst. Aufgrund des unterschiedlichen Wachstums anderer Weidenarten wird die Anwendung der Modelle nur für *Salix-viminalis*-Klone empfohlen.

In der Forstpraxis werden zur Schätzung des Bestandesvorrates Ertragstafeln verwendet. Dabei werden seltene Baumarten, für die keine Schätzhilfen existieren, phänotypisch ähnlichen Baumarten zugeordnet. Der Ertragsermittler für KUP aus Pappel (HARTMANN 2010) wurde bisher noch nicht für andere Kurzumtriebsbaumarten eingesetzt. Daher wurden

die Biomasseerträge des Weiden-Modelldatensatzes mit dem Ertragsermittler nach HARTMANN ermittelt und den realen Biomasseerträgen gegenübergestellt. Die absoluten Häufigkeiten der Abweichungen sind in

Abbildung 5-5 dargestellt. Daraus geht hervor, dass die Biomasseerträge der KUP aus Weide systematisch unterschätzt werden. Im Durchschnitt beträgt diese Unterschätzung -37 % oder - 9,9 t·ha⁻¹.

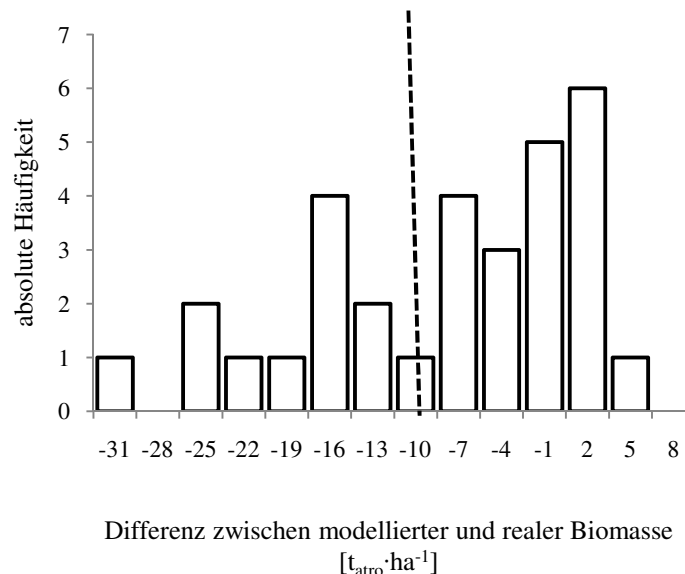


Abbildung 5-5: Absolute Häufigkeit der Differenz zwischen modellierten und realen Biomasseerträgen bei der Anwendung des Ertragsermittlers für KUP aus Pappel nach HARTMANN (2010).

Die methodischen Ursachen dieser systematischen Unterschätzung werden in Anlehnung an den Aufbau des Ertragsermittlers für Pappel-KUP diskutiert.

Der Ertragsermittler errechnet das Triebgewicht in Abhängigkeit der mittleren Triebstärke (dg) über die Funktionskoeffizienten der Biomassefunktion a_0 und a_1 (vgl. Kapitel 2.2.2.1). Dabei wird a_0 in Abhängigkeit der Bestandesmittelhöhe und der Bestandesdichte geschätzt. Je kleiner a_0 , umso geringer ist das mittlere Austriebgewicht der KUP. Pappeln reagieren auf zunehmende Bestandesdichte mit einer Abnahme der Einzeltriebbiomasse (HARTMANN 2010). Abnehmende Werte für a_0 innerhalb einer Bestandesmittelhöhenklasse sind demnach auf zunehmende Bestandesdichten zurückzuführen, was gleichzeitig mit einer Abnahme der mittleren Einzeltriebbiomasse verbunden ist (HARTMANN 2010).

Dieser Zusammenhang wird mit dem Rückgang des Kronenausbaus bei hohem Dichtstand begründet (HARTMANN 2010).

Die Kronen der Weiden sind sowohl in locker als auch dicht besetzten KUP wenig stark ausgeprägt. Der Koeffizient a_0 wird hier von der Stärke des Grundflächenmittelstammes in

Abhängigkeit der Bestandesoberhöhe bestimmt. Die Triebgewichte sind somit nicht signifikant vom Kronenausbau der Pflanze abhängig, weshalb in der Praxis bereits bei der Anlage von KUP aus Weide hohe Bestandesdichten ausgebracht werden. Bei der Anwendung des Ertragsermittlers für dicht besetzte Weidenbestände werden folglich zu niedrige Werte für a_0 angenommen. Eine systematische Unterschätzung der Biomasse ist die Folge.

Ein weiterer Unterschied zwischen beiden Baumarten besteht in der Relation der Biomassefunktionskoeffizienten a_0 und a_1 . Bei Pappel wie auch Weide geben die Koeffizientenpaare ein signifikantes Verhältnis wider (vgl. Abbildung 2-12 und Abbildung 4-8). Da es sich jedoch um verschiedene Baumarten mit unterschiedlichen Wachstumsgängen, Holzdichten und Verzweigungsstrategien handelt, weichen diese Verhältnisse voneinander ab. In Abbildung 5-6 (rechts) ist dieser Unterschied anhand des deutlich steileren Anstieges der Koeffizientenpaare für Weiden (punktierte Linie) zu erkennen. Demnach sind die Einzeltriebmassen der Weiden bei gleichem a_0 stets schwerer, was in Abbildung 5-6 (links) deutlich wird. Hier sind pro Baumart vier Biomassefunktionen (Weide: gepunktet; Pappel: liniert) mit je vier unterschiedlichen a_0 -Werten (0,05 (blau), 0,09 (schwarz), 0,13 (grün) und 0,16 (rot)) dargestellt. Im Vergleich fällt auf, dass die Triebgewichte der Weiden bei gleicher Triebstärke und gleichem a_0 stets schwerer sind. Damit ist bei Anwendung des Ertragsermittlers für Pappel-KUP auf Weide eine Unterschätzung der Biomasseerträge gegeben.

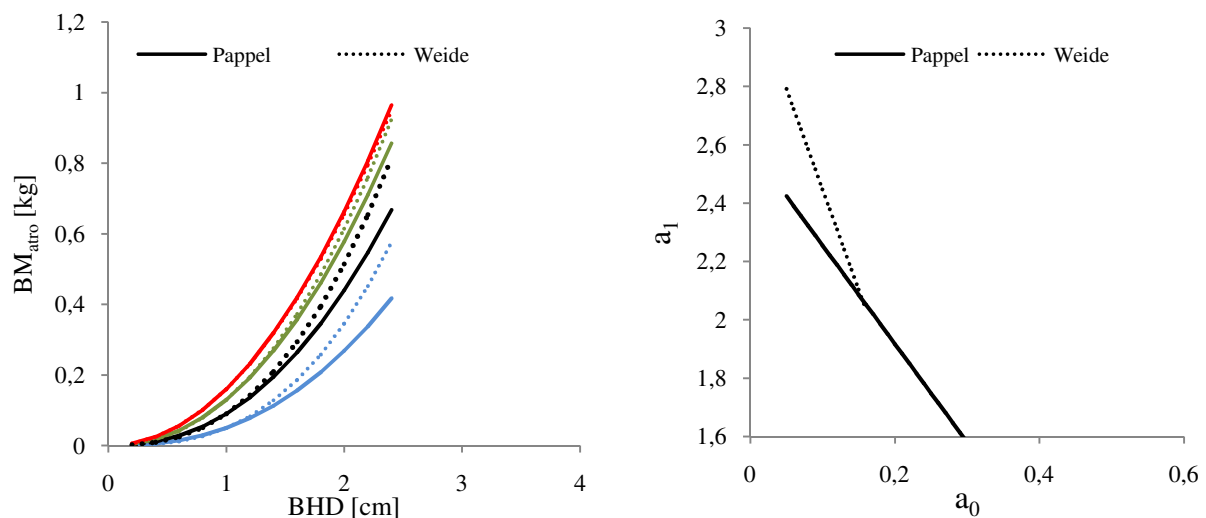


Abbildung 5-6: Biomassefunktionen für Pappel (punktiert) und Weide (liniert) bei gleichem a_0 (links) und Relationen der Funktionskoeffizienten von Pappel (punktiert) und Weide (liniert).

Die Ursache dieser Verschiebung kann beispielsweise durch verschiedene spezifische Holzdichten (Pappel 0,48; Weide 0,5) (vgl. SCHREITER 2012, KÖPPL 2013), unterschiedliche Kronenarchitektur und Abförmigkeit der Stämme begründet werden. Zusätzlich sind Weidenbestände bei gleichem d_g tendenziell höher als Pappel-KUP (siehe Abbildung 5-7). In

Verbindung mit entsprechenden Holzeigenschaften verleiht das schwache Höhen/Durchmesser-Verhältnis (H/D) den Weidentrieben eine besonders hohe Elastizität. Bei Sturm und Schneedruck ist die Bestandesstabilität damit weniger gefährdet.

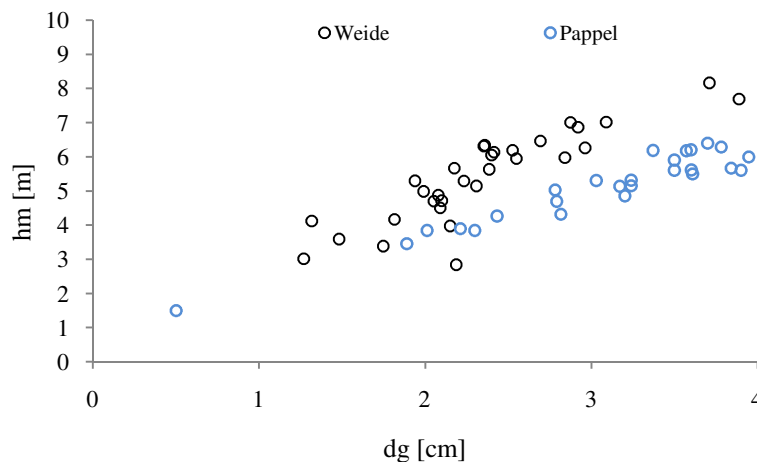


Abbildung 5-7: Gegenüberstellung der Wertepaare (hg und dg) von Weide (schwarz) und Pappel (blau) aus der Datenbank des Instituts für Waldwachstum und Forstliche Informatik, TU Dresden.

5.3 Kritische Diskussion der Modelle I und II

5.3.1 Modell I

Modell I ermittelt den Biomasseertrag einer KUP aus Weide über drei Schritte (vgl. Kapitel 4.3.1.1). Kernpunkt des Modells ist die Herleitung des Biomassefunktionskoeffizienten a_0 über den Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in verschiedenen Bestandesoberhöhenstufen. Dabei steigt der Wert für a_0 innerhalb einer Bestandesoberhöhenstufe mit abnehmendem dg (siehe Abbildung 4-19). Zunächst erscheint dieser Zusammenhang widersprüchlich, da sowohl der Biomasseertrag einer KUP mit zunehmendem dg als auch das Gewicht eines Austriebs mit zunehmendem a_0 steigt. Dieser Gegensatz kann aber plausibel anhand von Abbildung 5-8 erklärt werden. Hier sind die Durchmesserverteilungen (mit angepasster Weibull-Verteilung) und Biomassefunktionen von zwei KUP (Thammenhain, Methau) des Oberhöhenbereichs $4\text{ m} \leq h_0 \leq 5\text{ m}$ dargestellt. Es wird deutlich, dass die Durchmesserverteilungsfunktionen unterschiedliche Wertebereiche repräsentieren. Gleichzeitig ist der Koeffizient a_0 von Methau mit einem Wert von 0,141 höher als der von Thammenhain (0,073). Das heißt, die Austriebe von Methau sind bei gleicher Triebstärke schwerer. Der Unterschied wird besonders in den rot und grün markierten

Bereichen der Biomassefunktionen sichtbar, da sich die Differenzen der Biomassefunktionen hier zunehmend vergrößern. Der rote Bereich repräsentiert Austriebe mit überdurchschnittlichen BHD, also besonders starke Individuen der Plantage Methau. Der grün markierte Bereich zeigt dagegen unterdurchschnittliche Austriebe der KUP Thammnhain. Überdurchschnittlich starke Individuen zeichnen sich häufig durch stärkere und größere Triebblängen aus. Sie sind demnach schwerer als unterdurchschnittliche Austriebe bei gleichem BHD. Daher ist die oben gezeigte Abstufung der Werte für a_0 bei gleicher Bestandesoberhöhe aber unterschiedlichem dg plausibel.

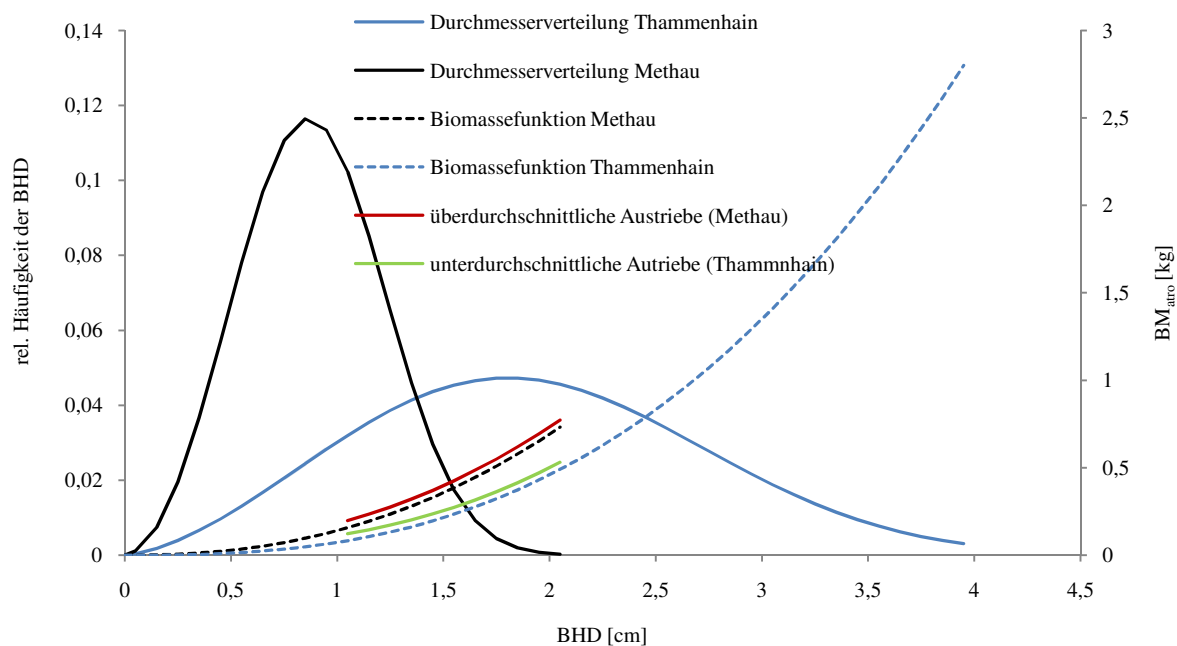


Abbildung 5-8: Verknüpfung der Durchmesserverteilungsfunktion (angepasst an die Weibull-Verteilung) und Biomassefunktion von zwei KUP des Höhenbereichs $4 \text{ m} \leq h_0 \leq 5 \text{ m}$ und Darstellung überdurchschnittlicher und unterdurchschnittlicher Austriebe auf den Biomassefunktionen.

Mit einem Bias von 25,76 % kann das Modell für die Ertragsermittlung von KUP aus Weide nur bedingt empfohlen werden. Ebenso ist der Messaufwand auf der Fläche sehr hoch, da neben den Brusthöhendurchmessern auch die Bestandesoberhöhe bestimmt werden muss.

5.3.2 Modell II

Der Ertragsermittler für Pappel (HARTMANN 2010) und das in dieser Arbeit entwickelte Modell I benötigen als Eingangswerte für die Biomasseermittlung Durchschnittswerte von dg , h_0 und hg . Damit gehen Informationen wie beispielsweise Spannweiten oder Varianzen für Triebgewichte und -stärken verloren. Das Modell II wurde stärker auf strukturelle

Eigenschaften der Bestände in Form von Verteilungsfunktionen ausgerichtet. Nachfolgend werden die Bausteine des Modells II diskutiert.

- Herleitung des Mittelwertes der Biomasseverteilungsfunktion

Der Mittelwert der Biomasseverteilungsfunktionen (vgl. Abbildung 4-28) ist ebenso wie der Mittelwert von Durchmesserverteilungen (GADOW 1987) altersabhängig.

Im Kapitel 4.3.2.3 konnte gezeigt werden, dass zwischen den Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen und den Durchmessern der Grundflächenmittelstämme altersabhängige Beziehungen bestehen. In Altersgruppe I sind mittlere Triebstärken zwischen 1,3 cm und 2,7 cm, in Altersgruppe II zwischen 2 cm und 3 cm und in Altersgruppe III zwischen 2,5 cm und 4,3 cm vertreten. Die Anstiege (Tabelle 4-6) der Beziehungen von Altersgruppe II und III sind fast identisch. Der Anstieg der Altersgruppe I ist wesentlich flacher. Die Ursachen dafür sind möglicherweise Anwuchsstörungen, verbunden mit hohen Mortalitätsraten in den ersten drei Jahren nach der Pflanzung (VERWIJST 1991).

Weiter konnte beobachtet werden, dass in den Altersgruppen zum Teil gleiche dg vertreten sind. Das betrifft die dg-Spanne von 2,4 cm ($\ln(0,9)$) bis 2,8 cm ($\ln(1)$). Dieser Bereich zeigt zugleich die größten Unterschiede zwischen den Mittelwerten der Biomasseverteilungen bei gleichem dg. Beispielsweise liegen bei einem dg von 2,5 cm die Mittelwerte der Biomasseverteilungen innerhalb der Altersgruppen I, II und III bei 0,84 kg, 1,01 kg und 1,18 kg. Das heißt: Mit zunehmendem Alter und gleichem dg steigt die mittlere Biomasse eines Austriebs an.

Die Ursache dieser altersabhängigen Verschiebung wird in Abbildung 5-9 (links) über Durchmesserverteilungen und Biomassefunktionen von drei KUP erklärt, welche jeweils unterschiedliche Altersgruppen (dreijährig (AG I), vierjährig (AG II), sechsjährig (AG III)) repräsentieren. Die Durchmesserverteilungen zeigen einen näherungsweise gleichen dg (ca. 2,4 cm) trotz unterschiedlichen Alters an.

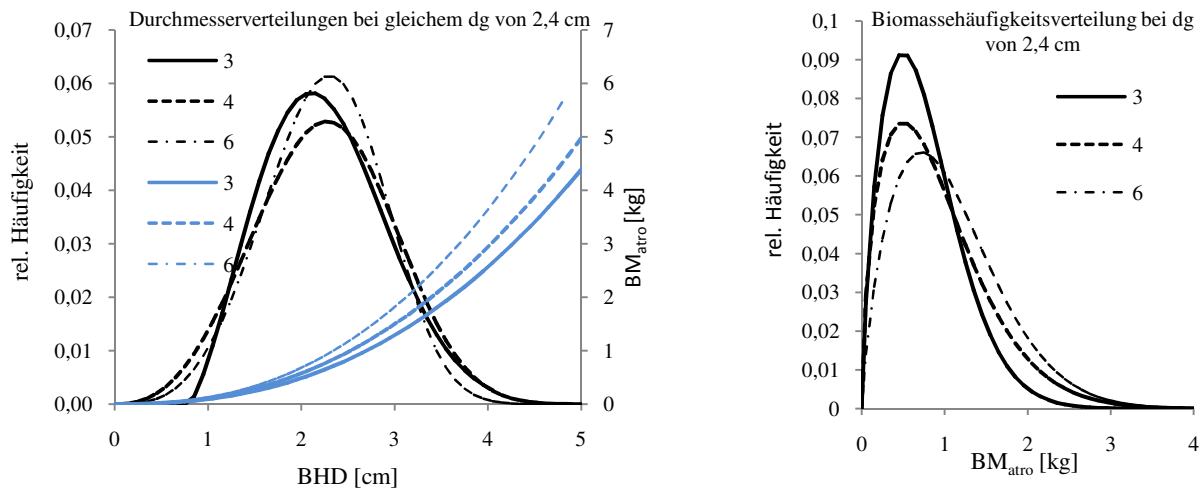


Abbildung 5-9: Durchmesserverteilungsfunktionen und zugehörige Biomassefunktionen von drei KUP unterschiedlicher Altersgruppen (links) und zugehörige Biomasseverteilungen von KUP (rechts).

Gleichzeitig haben die zugehörigen Biomassefunktionen sehr unterschiedliche Anstiege. Den stärksten Anstieg hat die Biomassefunktion der sechsjährigen KUP. Somit haben ältere Pflanzen bei gleichem BHD höhere Biomassen. In Abbildung 5-9 (rechts) sind die zugehörigen Biomasseverteilungsfunktionen abgebildet. Auch hier steigen die mittleren Biomassen mit zunehmendem Alter. Die daraus entstehende Verlagerung der Funktionen wird durch Modell II gewährleistet. Die Verschiebung der Biomasse bei gleichem BHD kann nur auf die Höhe der Individuen zurückgeführt werden, die nach Abbildung 4-4 mit zunehmendem Alter signifikant steigt. Je älter die KUP ist, umso höher sind tendenziell auch die Austriebe bei gleichem BHD.

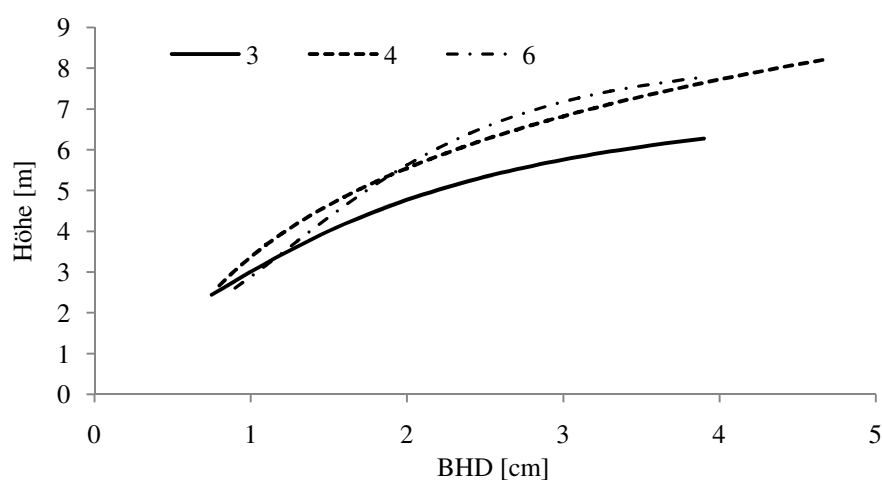


Abbildung 5-10: Bestandeshöhenkurven von drei KUP der ersten Rotation im Alter von 3, 4 und 6 Jahren.

- Herleitung der Standardabweichung der Biomasseverteilungsfunktion

Zwischen den Standardabweichungen von BHD und Biomasse besteht ein signifikanter Zusammenhang (siehe Abbildung 5-11). Das konnte bereits in der Korrelationsanalyse gezeigt werden (Tabelle 4-7).

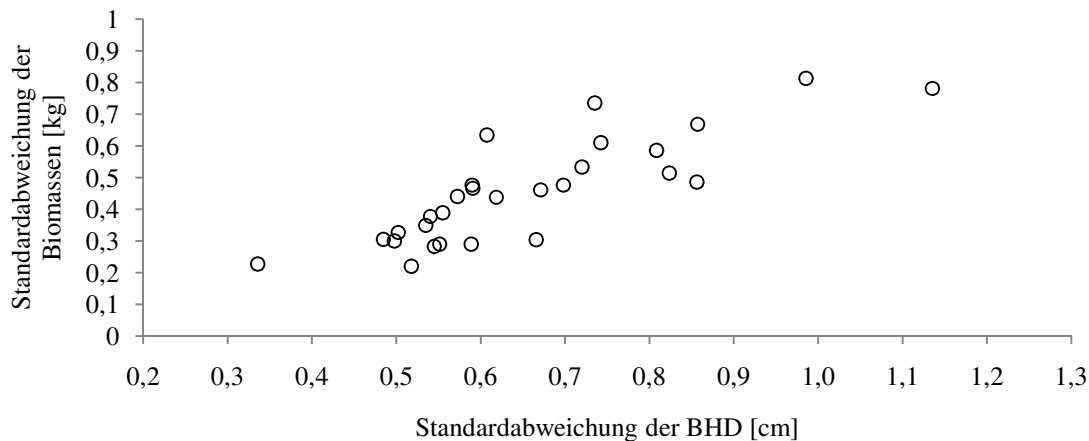


Abbildung 5-11: Zusammenhang zwischen der Standardabweichung der BHD und der Standardabweichung der Biomasse des Untersuchungsdatensatzes.

Diese Beziehung ist plausibel, da die Biomasse der Austriebe über die BHD hergeleitet wird. Mithilfe der Varianzanalyse stellte sich jedoch heraus, dass der in Abbildung 5-11 dargestellte Zusammenhang altersabhängig ist. Wie bereits in Abbildung 4-30 gezeigt, steigt die Standardabweichung der Biomasseverteilung mit zunehmendem Alter bei gleicher Standardabweichung der BHD. Diese altersabhängige Verschiebung der Standardabweichung kann mit der verstärkten Differenzierung der KUP bei zunehmendem Alter begründet werden. Mit fortschreitender Rotationszeit sind demnach einige frei stehende, große Individuen, aber auch kleine, unterdrückte bzw. frisch aus Wurzelbrut ausschlagende Individuen auf der Fläche zu finden (breite Durchmesserspanne). Im Vergleich dazu ist die Spannweite der Durchmesserverteilung in den ersten Jahren nach der Etablierung relativ klein. Besonders deutlich wird diese Entwicklung in der Abbildung 5-12. Hier sind die Durchmesserverteilungen von Ulv auf der KUP in Methau im Alter von drei, vier, fünf und sechs Jahren abgebildet. Dabei ist sowohl eine Verschiebung des mittleren Durchmessers nach rechts aufgrund natürlichen Wachstums als auch eine Dehnung der Kurven mit zunehmendem Alter zu erkennen; dies geht häufig mit einer Erhöhung der Standardabweichung einher. Der gleiche Zusammenhang kann anhand der resultierenden Biomasseverteilungsfunktion beobachtet werden. Hier ist die altersabhängige Verschiebung noch deutlicher.

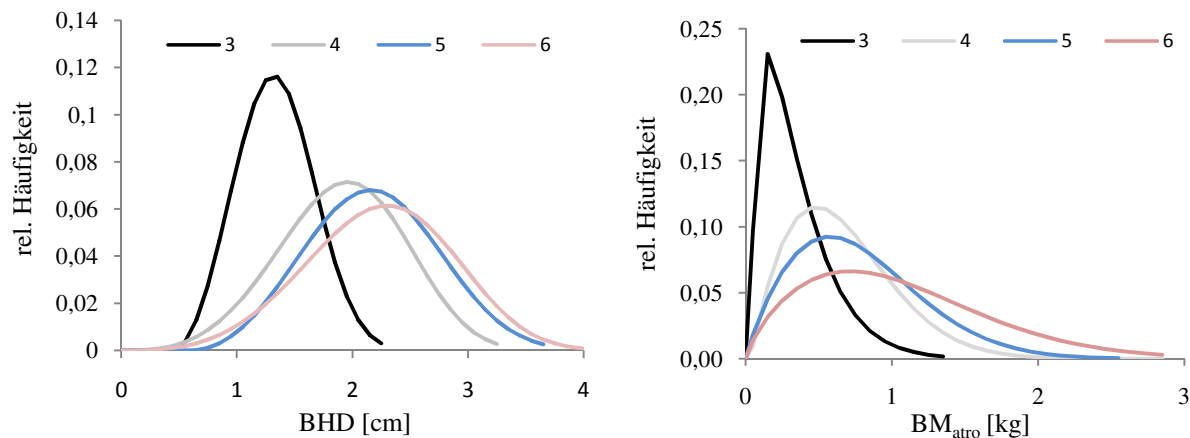


Abbildung 5-12: Durchmesserverteilungen (links) und Biomasseverteilungen (rechts) des Klons Ulv auf der KUP in Methau über eine Zeitreihe von vier Jahren (drei-vierjährig).

Gleichzeitig treten im Modell Überlagerungsbereiche auf. Die Werte der Standardabweichung (BHD) bleiben dagegen mit zunehmendem Alter konstant (Abbildung 4-30). Das widerspricht zunächst der vorangegangenen Erklärung. Andererseits hat der Wert der Standardabweichung in Bezug auf variierende Mittelwerte unterschiedliche Bedeutungen (PRETZSCH 2001).

Unumstritten ist aber, dass der Mittelwert einer Dimensionsgröße mit zunehmendem Alter steigt. Damit sinkt die Variation innerhalb der Verteilung mit zunehmendem Alter bei gleichbleibender Standardabweichung. Wie Tabelle 5-2 anhand von Mittelwerten zeigt, tritt dieser Umstand innerhalb der BHD-Verteilung vor allem zwischen dem Alter 4 und 5 auf. Hier wurden die Durchschnittswerte für Standardabweichung, Mittelwert und Variationskoeffizient in den Altersgruppen des Untersuchungsdatensatzes gegenübergestellt. Es wird deutlich, dass die Standardabweichungen der BHD in den Altern 4 und 5 fast identisch sind, während die Mittelwerte der BHD fast 2 mm voneinander abweichen. Damit sind die Variationskoeffizienten der BHD-Verteilungen im Alter 5 geringer. Die mittleren Werte der Standardabweichungen der Biomasseverteilungen steigen mit zunehmendem Alter in einem stärkeren Verhältnis zum Mittelwert. Damit steigt auch der Variationskoeffizient mit zunehmendem Alter.

Tabelle 5-2: Standardabweichung, Mittelwert und Variationskoeffizient von empirischen BHD und Biomassewerten in unterschiedlichen Altersgruppen.

| Alter | Standardabweichung BHD | Mittelwert BHD | Variationskoeffizient BHD | Standardabweichung BM | Mittelwert BM | Variationskoeffizient BM |
|-------|---------------------------|-------------------|------------------------------|--------------------------|------------------|-----------------------------|
| 3 | 0,33 | 1,26 | 26,2 | 0,15 | 0,27 | 55,6 |
| 4 | 0,52 | 1,93 | 26,9 | 0,34 | 0,64 | 53,1 |
| 5 | 0,56 | 2,1 | 26,7 | 0,41 | 0,75 | 54,7 |
| 6 | 0,61 | 2,27 | 26,9 | 0,65 | 1,05 | 61,9 |

Das Modell geht demnach auf die Steigerung der Standardabweichung mit zunehmendem Alter ein und gleicht ebenso Effekte, welche durch unterschiedliche Relationen zwischen Standardabweichung und Mittelwert hervorgerufen werden, aus.

5.4 Validierung

Die Ergebnisse der Validierung zeigen, dass mit Modell II sehr gute Ertragsschätzungen über einen sehr heterogenen Standortrahmen erzielt werden können. Allerdings umfasst die Altersspanne des zur Verfügung stehenden Validierungs-Datensatzes nur einen sehr eingeschränkten Bereich von zwei und drei Jahren. Somit ist nicht bekannt, ob die Ergebnisse auch für ältere KUP gelten. Da die meisten KUP aus Weide jedoch bereits nach drei Jahren geerntet werden, sind die Ergebnisse durchaus praxistauglich.

Die in die Validierung einbezogenen KUP haben eine Ertragsspanne von 2,1 bis 29,9 $t_{atro} \cdot ha^{-1}$. Wie Abbildung 4-38 zeigt, sind jedoch nicht alle Bereiche dieser Spanne regelmäßig besetzt. Vor allem für den Bereich von 8 bis 19 $t_{atro} \cdot ha^{-1}$ standen keine Validierungsdaten zur Verfügung. Daher ist für weitere Untersuchungen eine Validierung speziell in diesem Bereich zu empfehlen.

Bisher konnte keine Validierung auf der Grundlage von Ertragsdaten aus Folgerotationen vorgenommen werden, da jeweils nur ein Datensatz der zweiten und dritten Rotation vorlag. Bei Anwendung des Modells II auf den Datensatz der zweiten und dritten Rotation wurde der Ertrag um 2,8 % und um 10,6 % unterschätzt. Anhand der beiden Ergebnisse kann aber keine Schlussfolgerung zur Anwendung in Folgerotationen gegeben werden.

5.5 Anwendung von Modell II in der Praxis

Der am Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik entwickelte Ertragsermittler für KUP aus Pappel wurde der Praxis in Form eines leicht zu bedienenden Computerprogrammes zur Verfügung gestellt. In diesem Programm wird der Biomasseertrag über diverse Eingaben (Pflanzdesign, Flächenstruktur, BHD- und Höhenmesswerte) berechnet, ohne den Nutzer mit komplizierten Algorithmen zu belasten. Die Hauptkritikpunkte an dem Programm bzw. Ertragsermittler sind:

- die aufwendige Höhenmessung,
- die zeitaufwendige BHD-Messung, verbunden mit dem hohen Stichprobenumfang der Durchmesserstichprobe und
- die Beschränkung der Anwendung auf die erste Rotation.

Der Ertragsermittler für KUP aus Weide (Modell II) wurde ebenfalls für die Praxis in Form eines leicht bedienbaren Computerprogrammes (Ertragsschätzer für KUP aus Pappel und Weide) bereitgestellt. Bei der Umsetzung konnten zum bisherigen Zeitpunkt jedoch nicht alle oben genannten Kritikpunkte ausgeschlossen werden. Vor allem die Vermeidung bzw. Reduktion zeitaufwendiger BHD-Messung bedarf weiterer Untersuchungen in Form spezieller Forschungsprojekte.

Einen Anhaltspunkt gibt die kürzlich publizierte Untersuchung von SEIDEL et al. (2012). Hier wurden Durchmesseraufnahmen in Form von terrestrischen Laser-Scans in dicht bestockten Waldbeständen durchgeführt. Dabei wurde über einen Algorithmus der BHD der Einzelbäume von einer gescannten Punktwolke ausgelesen. Der Vorteil dieser Methode ist die enorme Zeitersparnis (SEIDEL et al. 2012). Andererseits ist der Scanner (Zoller- und Froehlich-Imager 5006) in der Anschaffung sehr teuer.

Des Weiteren sollten Forschungen zu neuen Stichprobenmethoden vorgenommen werden. Beispielsweise könnten mit einer geringen Anzahl an Positionsstichproben, welche gleichmäßig und objektiv im Bestand verteilt sind, BHD-Konstellationen über Wahrscheinlichkeitsrechnung bzw. Kombinatorik simuliert werden. Beispiele dafür sind bei RÖMISCH (1983) zu finden.

Der Stichprobenumfang, der für die Anwendung des Modells II benötigt wird, leitet sich bisher aus Formel 5-1 ab, welche bereits in Kapitel 5.1.1 diskutiert wurde.

Wie im vorangegangenen Kapitel ausgeführt, kann noch keine Aussage über die Gültigkeit des Modells II in Folgerotationen getroffen werden. Dafür sind weitere Validierungen notwendig.

Es war aber durchaus möglich, auf die Kritikpunkte am Ertragsermittler für KUP aus Pappel einzugehen und Verbesserungen zu erzielen. Zum einen benötigt das Modell II keine Höhenwerte, um den Biomasseertrag zu ermitteln, zum anderen wurden in der aktuellen Computerversion zur Ertragsermittlung von KUP aus Weide Speicherroutinen (über Cookies) eingebaut.

Einen Ausschnitt der Programmoberfläche zeigt Abbildung 5-13.

Berechnung

Gesetzte Werte:
 Alter: 3
 Fläche in ha: 2

Berechnet:
 Stammszahl/ha: 125000
 Biomasse: 25.46 t_{atro}*ha
 dGZ: 8.49 t_{atro}*ha⁻¹*a⁻¹

Alter: 1
 Stichprobenfläche in m²: 100
 Aktualisieren

[Bedienungsanleitung\(pdf\)](#)

Durchmesserliste

Nr. 25: 0.4 cm ✕
 Nr. 24: 0.4 cm ✕
 Nr. 23: 0.4 cm ✕
 Nr. 22: 0.3 cm ✕
 Nr. 21: 0.3 cm ✕
 Nr. 20: 0.3 cm ✕
 Nr. 19: 1.4 cm ✕
 Nr. 18: 1.4 cm ✕
 Nr. 17: 1.4 cm ✕
 Nr. 16: 1.4 cm ✕
 Nr. 15: 0.3 cm ✕
 Nr. 14: 1.3 cm ✕
 Nr. 13: 1.4 cm ✕
 Nr. 12: 0.4 cm ✕
 Nr. 11: 0.2 cm ✕
 Nr. 10: 0.2 cm ✕
 Nr. 9: 0.3 cm ✕
 Nr. 8: 0.2 cm ✕
 Nr. 7: 0.2 cm ✕
 Nr. 6: 0.4 cm ✕
 Nr. 5: 0.3 cm ✕
 Nr. 4: 0.4 cm ✕
 Nr. 3: 0.5 cm ✕
 Nr. 2: 0.6 cm ✕
 Nr. 1: 0.7 cm ✕

Eingabe Durchmesser in cm

| 0.1 | 0.2 | 0.3 | 0.4 | 0.5 | 0.6 | 0.7 | 0.8 | 0.9 | 1 |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|----|
| 1.1 | 1.2 | 1.3 | 1.4 | 1.5 | 1.6 | 1.7 | 1.8 | 1.9 | 2 |
| 2.1 | 2.2 | 2.3 | 2.4 | 2.5 | 2.6 | 2.7 | 2.8 | 2.9 | 3 |
| 3.1 | 3.2 | 3.3 | 3.4 | 3.5 | 3.6 | 3.7 | 3.8 | 3.9 | 4 |
| 4.1 | 4.2 | 4.3 | 4.4 | 4.5 | 4.6 | 4.7 | 4.8 | 4.9 | 5 |
| 5.1 | 5.2 | 5.3 | 5.4 | 5.5 | 5.6 | 5.7 | 5.8 | 5.9 | 6 |
| 6.1 | 6.2 | 6.3 | 6.4 | 6.5 | 6.6 | 6.7 | 6.8 | 6.9 | 7 |
| 7.1 | 7.2 | 7.3 | 7.4 | 7.5 | 7.6 | 7.7 | 7.8 | 7.9 | 8 |
| 8.1 | 8.2 | 8.3 | 8.4 | 8.5 | 8.6 | 8.7 | 8.8 | 8.9 | 9 |
| 9.1 | 9.2 | 9.3 | 9.4 | 9.5 | 9.6 | 9.7 | 9.8 | 9.9 | 10 |
| 10.1 | 10.2 | 10.3 | 10.4 | 10.5 | 10.6 | 10.7 | 10.8 | 10.9 | 11 |
| 11.1 | 11.2 | 11.3 | 11.4 | 11.5 | 11.6 | 11.7 | 11.8 | 11.9 | 12 |
| 12.1 | 12.2 | 12.3 | 12.4 | 12.5 | 12.6 | 12.7 | 12.8 | 12.9 | 13 |
| 13.1 | 13.2 | 13.3 | 13.4 | 13.5 | 13.6 | 13.7 | 13.8 | 13.9 | 14 |
| 14.1 | 14.2 | 14.3 | 14.4 | 14.5 | 14.6 | 14.7 | 14.8 | 14.9 | 15 |
| 15.1 | 15.2 | 15.3 | 15.4 | 15.5 | 15.6 | 15.7 | 15.8 | 15.9 | 16 |

[Alle Werte löschen](#)

WALD
BIO-
HOLZ

Startseite KUP Stichprobenanzahl berechnen Biomasse für Pappel berechnen Biomasse für Weide berechnen

Abbildung 5-13: Ausschnitt der Programmoberfläche zur Ermittlung des Biomasseertrags von KUP aus Weide mit Eingabefenster für Durchmesserwerte.

Über das grau unterlegte Feld in der Abbildung können die Durchmesserwerte, die auf der Stichprobenfläche erhoben wurden, ausgewählt werden. Die entsprechende Durchmesserliste erscheint links neben dem Eingabefeld. Gleichzeitig wird im Hintergrund des Programmes der flächenbezogene Biomasseertrag und der dGZ_{atro} berechnet.

6 Zusammenfassung

Die wissenschaftliche Auseinandersetzung mit schnellwachsenden Baumarten in Form der Kurzumtriebswirtschaft beschränkte sich lange Zeit fast ausschließlich auf die Arten der Sektion Pappel. Ertragswerte bzw. waldwachstumskundliche Untersuchungen an KUP aus Weide konnten im größeren Maßstab erst im vergangenen Jahrzehnt erhoben werden. Die Ertragswerte der Weiden auf den in dieser Arbeit untersuchten KUP bewegen sich zwischen 1,7 und 9,2 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$. In Folgerotationen kann sogar mit einem wesentlich höheren Biomasseertrag gerechnet werden. Eine eigene Untersuchung an einer bereits achtjährigen KUP in Krummenhennersdorf (Sachsen) auf einem mittleren Standort erbrachte eine durchschnittliche Gesamtwuchseleistung von ca. 14 $t_{atro} \cdot ha^{-1} \cdot a^{-1}$ in der dritten Rotation. Damit ist die Weide neben der Pappel eine sehr ertragreiche, schnellwachsende Baumart. Ihr Anbau kann demzufolge in Form von KUP uneingeschränkt empfohlen werden.

Im Gegensatz zur biologisch bedingten annuellen Ernte konventioneller, landwirtschaftlicher Kulturen kann der Bewirtschafter von KUP den Einschlag auf max. 20 Jahre hinauszögern. Dabei wird der Bewirtschafter sowohl von ertrags- als auch marktwirtschaftlicher Seite beeinflusst. Um den Biomasseertrag auf bestehenden KUP aus Weide zu ermitteln, wurden bisher vor allem destruktive Verfahren angewendet, die mit hohem Zeit- und Arbeitsaufwand verbunden sind. Das Hauptziel dieser Arbeit stellte daher die Entwicklung eines überregional einsetzbaren, praxistauglichen Ertragsermittlers zur schnellen und einfachen Ertragsbestimmung von KUP aus Weide der ersten Rotation dar. Dafür wurden vier Schwerpunkte bearbeitet:

- Bereitstellung einer breiten Datenbasis von Ertragswerten und waldwachstumskundlichen Kenngrößen unterschiedlichster KUP aus Weide der ersten Rotation.
- Statistische Analyse der ertragsbeeinflussenden Kenngrößen.
- Entwicklung des Ertragsermittlers über die Modellierung von Biomassefunktionen (Modell I) und über die Modellierung von Biomasseverteilungsfunktionen (Modell II).
- Validierung der Modelle.

Die Datenerhebung auf den KUP beinhaltete die Bestimmung der BHD, der Höhe (an 15 Individuen), der Bestandesdichte und der Erhebung der Biomasse (an 15 Individuen auf einer Stichprobenfläche). Diese Rohdaten wurden zu Ertragskennwerten wie dg, hg, h₀, dGZ,

Biomasse (atro) und Austriebanzahl pro Hektar verdichtet. Dazu wurden auch Biomassefunktionen, Bestandeshöhenkurven, Durchmesser- und Biomasseverteilungen entwickelt. Im Gesamten bietet diese Aufstellung einen Überblick über das Leistungsspektrum der untersuchten KUP und kann für weitere wissenschaftliche Untersuchungen oder zur Etablierung von Leistungstafeln verwendet werden.

Eine detaillierte Untersuchung der Abhängigkeiten zwischen Biomasse und Ertragskennwerten sollte erste Ansatzpunkte für eine Modellbildung geben. Dabei stellte sich heraus, dass:

- die Austriebanzahl pro Hektar ($r = 0,70$), die Höhe des Grundflächenmittelstammes ($r = 0,82$), der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes ($r = 0,67$) und das Alter ($r = 0,77$) eng mit dem Biomasseertrag korrelieren,
- anhand des vorliegenden Datenmaterials kein Zusammenhang zwischen Klonwahl und Biomasseertrag festgestellt werden konnte,
- eine sehr starke Abhängigkeit zwischen den Koeffizienten a_0 und a_1 der allometrischen Biomassefunktion selbst besteht ($R^2 = 0,72$) und
- zwischen den Koeffizienten der Biomassefunktion und hg ($r = -0,14$), dg ($r = -0,24$) oder der Austriebanzahl ($r = -0,09$) kein Zusammenhang nachgewiesen werden kann.

Aufgrund der gezeigten Ergebnisse erfolgte die Entwicklung und Validierung zweier Ertragsermittler (Modell I und Modell II).

Modell I wurde in Anlehnung an den Ertragsermittler für KUP aus Pappel (HARTMANN 2010) entwickelt. Es berechnet den Biomasseertrag einer KUP aus Weide über die „Basisgleichung zur Berechnung des flächenbezogenen Biomassevorrates“ (HARTMANN 2010).

$$BM_{atro} = \frac{a_0 \cdot dg^{a_1} \cdot N}{1000}$$

Dafür müssen die Koeffizienten der Biomassefunktion geschätzt sowie der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) und die Austriebanzahl pro Hektar (N) auf der Fläche ermittelt werden. Die Entwicklung des Modells I beinhaltet folgende Schritte:

- Zunächst wurde der Einfluss unterschiedlicher waldwachstumskundlicher Kenngrößen auf den Parameter a_0 untersucht. Durch die Einteilung des Datensatzes in vier Klassen unterschiedlicher Bestandesoberhöhen ist es gelungen, a_0 in Abhängigkeit des dg zu beschreiben. Dabei steigt der Wert für a_0 innerhalb einer Bestandesoberhöhenklasse mit abnehmendem dg und bei aufsteigender Bestandesoberhöhe mit gleichbleibendem dg. Über vier etablierte Regressionsfunktionen konnte a_0 mit Bestimmtheitsmaßen zwischen $R^2 = 0,60$ und $R^2 = 0,87$ ermittelt werden.
- Da zwischen den Parametern a_0 und a_1 ein starker Zusammenhang nachweisbar ist, wurde a_1 über eine weitere Regressionsfunktion in Abhängigkeit des zuvor ermittelten a_0 geschätzt ($R^2 = 0,72$).

Erste Validierungsergebnisse an dreijährigen KUP zeigen allerdings starke Abweichungen mit einem Bias von 25,67 %.

Modell II ermittelt den Biomasseertrag über die Aufstellung von Biomasseverteilungsfunktionen, welche mathematisch an die Weibull-Verteilung angepasst wurden. Dabei entspricht die Summe der absoluten Häufigkeiten in den Klassen (Klassenbreite = 0,1 kg) dem Biomasseertrag (t_{atro}) pro Hektar.

$$f(x) = \frac{c}{b} \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right)$$

Der Formexponent c der Verteilungsfunktion wird dabei mithilfe des dg und der Standardabweichung der erhobenen BHD geschätzt. Skalenparameter b kann direkt über den Mittelwert der Verteilung und den geschätzten Formexponenten c ermittelt werden. Der Parameter a geht in KUP gegen Null und wird nicht berücksichtigt. Die Entwicklung des Modells II beinhaltete folgende Schritte:

- Der Formexponent c der Weibull-Funktion kann über Mittelwert und Standardabweichung der Verteilung abgeleitet werden. Zur Schätzung des Mittelwertes der Biomasseverteilungsfunktion wurden drei altersspezifische Regressionsfunktionen in Abhängigkeit des dg mit Bestimmtheitsmaßen zwischen $R^2 = 0,77$ und $R^2 = 0,99$ entwickelt.

- Die Standardabweichung der BHD und das Alter wurden für die Schätzung der Standardabweichung der Biomasseverteilungsfunktion verwendet. Das Alter diente dabei als additive Variable ($R^2 = 0,84$).
- Die Bestimmung von c erfolgte über die deterministische Beziehung zwischen dem Quotienten \bar{x}_w / s_w in Form einer funktionalen Näherungslösung mit einem Bestimmtheitsmaß von $R^2 = 0,99$.

Die Validierung wies geringe mittlere Abweichungen auf (Bias = 4,43 %).

Die Untersuchungen haben gezeigt, dass es möglich ist, den Biomasseertrag einer bestehenden KUP ohne Holzentnahmen, schnell und mit nur wenig Messaufwand auf der Fläche zu ermitteln. Unterschiede in der Genauigkeit im Hinblick auf die Validierung der Modelle konnten explizit anhand des Bias und der Präzision nachgewiesen werden. Dabei ermittelt das Modell II (Ertragsermittlung über die Modellierung von Biomasseverteilungsfunktionen) den Biomasseertrag wesentlich genauer, weshalb die Methode bereits für den Praktiker in Form eines einfach anzuwendenden Computerprogrammes (Ertragsschätzer für KUP aus Pappel und Weide) zur Verfügung gestellt wurde. Ebenso ist der geringe Messaufwand im Vergleich zu Modell I hervorzuheben, da auf die Erhebung der Austriebhöhe auf der Fläche verzichtet werden kann.

In Hinblick auf seine Eigenschaften erfüllt das Modell II alle eingangs dargelegten Zielstellungen. Auf dieser Grundlage eröffnet sich jedoch, wie in Kapitel 5.5 angerissen, neuer Forschungsbedarf hinsichtlich der Optimierung der Modellanwendung – vor allem bezüglich der Reduktion des BHD-Messaufwandes und neuer Stichprobenmethoden.

Summary

Construction of a yield estimation model for short rotation forestry with willow

For a long time the scientific investigation of fast growing tree species cultivated in the form of short rotation coppice (SRC) in Germany was limited almost exclusively to poplar species. Larger scale study of the tree parameters of willow managed as SRC and the analysis of corresponding yield data has only been possible in the past decade. The yield figures for willow SRC determined in the investigation presented in this thesis lay between 1.7 and 9.2 odt·ha⁻¹·a⁻¹. Considerably higher rates of biomass yield are to be expected in subsequent rotations. The investigation of an eight year old SRC plantation in Krummenhennersdorf (Sachsen, Germany), cultivated on an average site, provided a mean total level of productivity of approximately 14 odt·ha⁻¹·a⁻¹ in the third rotation. Willow SRC, therefore, is a very high yielding crop, comparable in terms of productivity to poplar SRC. The cultivation of willow as SRC can, therefore, be recommended without reservation.

In contrast to the biologically-determined annual harvest of conventional agricultural crops, land managers responsible for SRC can harvest at an interval of a maximum of 20 years in Germany. The land manager's decision to either harvest or postpone for another year is influenced by both the yield and the situation on the market. The methods developed to determine the biomass yields of standing crops of willow SRC to date have been predominantly destructive, and also require considerable time and effort. The main goal of this study was to develop a practicable, supra-regional method of yield appraisal for willow SRC in the first rotation that is applicable in a fast and simple manner. To this end, four main issues had to be addressed:

- the compilation of a comprehensive database of yield data and tree parameters for various willow SRC plantations in the first rotation;
- statistical analysis of parameters affecting yield;
- development of a method of yield appraisal based on the modelling of biomass functions (model I) and on the modelling of biomass distribution functions (model II);
- validation of the models developed.

The data collected from the SRC plantations investigated included measurements of the diameter at breast height (dbh), the tree height (of 15 individuals within a sample area), the number of plants and the biomass (of 15 individuals within a sample area). This raw data was

condensed to yield parameters such as dbh of mean basal area stem (dg), mean stand height (hg), dominant height (h_o), biomass (bm_{odt}) and stocking density per hectare (N). Biomass functions, stand height curves, diameter distribution and biomass distribution curves were developed. This range of data served to provide an overview of the performance spectrum of the SRC plantations examined and can be used as a basis for further scientific study or to establish a performance data table.

A detailed examination of the dependencies between biomass and forest growth parameters provided the starting point for the development of a model. It emerged that:

- the number of shoots per hectare ($r = 0.70$), the height of the quadratic mean diameter tree ($r = 0.82$), the diameter of the quadratic mean diameter tree ($r = 0.67$) and the stand age ($r = 0.77$) correlated closely with the biomass yield;
- based on the available data, no correlation between willow variety and biomass yield could be determined;
- a very strong dependency existed between the coefficients a_0 and a_1 of the allometric biomass function ($R^2 = 0.72$);
- no correlation could be established between the coefficient of the biomass function and hg ($r = -0.14$), dg ($r = -0.24$) or the shoot numbers ($r = -0.09$).

Based on the above results, two yield appraisal methods (model I and model II) were developed and validated.

Model I was developed according to the yield appraisal methods generated for poplar SRC (HARTMANN 2010). It computes the biomass yield of a willow SRC using the standard function for estimating standing biomass per area unit (bm_{odt}).

$$bm_{odt} = \frac{a_0 \cdot dg^{a_1} \cdot N}{1000}$$

To achieve this, the coefficients of the biomass function (a_0 , a_1) must be estimated, and the dbh of the mean basal area stem (dg) and the stand density (N) must be determined. The development of the model I comprised the following steps:

- First, the influence of various tree parameters (N, dg, hg) on the parameter a_0 was investigated. By dividing the data set into four categories of different dominant heights, it was possible to describe a_0 subject to dg. Within the dominant height classes, the value of a_0 rose with declining dg, and when dg was constant and the

dominant height increased. Using four established regression functions, a_0 could be determined with coefficients of determination of between $R^2 = 0.60$ and $R^2 = 0.87$.

- As a strong relationship was evident between the parameters a_0 and a_1 , a_1 was estimated through a further regression function subject to the calculated a_0 ($R^2 = 0.72$).

The first validation results for three year old SRC revealed strong deviations with a bias of 25.67 %.

Model II calculates the biomass yield using biomass distribution functions, which were mathematically adapted to the Weibull distribution. The sum of the absolute frequencies in the biomass categories (category width = 0.1 kg) corresponds to the biomass yield (odt) per hectare.

$$f(x) = \frac{c}{b} \cdot \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right)$$

The shape parameter c of the distribution function is estimated using the dg and the standard deviation of the collected dbh values. The scale parameter b can be calculated via the average value of the distribution and the estimated shape parameter c . The parameter a (location parameter) in SRC is approximately zero and can, therefore, be neglected. The development of model II comprised the following steps:

- The shape parameter c of the Weibull distribution was derived from the mean value (\bar{x}_w) and standard deviation (s_w) of the distribution. To evaluate the mean value of the biomass distribution function, three age-specific regression functions subject to the dg values with coefficients of determination of between $R^2 = 0.77$ and $R^2 = 0.99$ were developed.
- The standard deviation of the dbh and the age values were used to estimate the standard deviation of the biomass distribution function, with the age used as an additive variable ($R^2 = 0.84$).
- The determination of c was carried out using the deterministic relationship between the quotient \bar{x}_w/s_w in the form of a functionally approximate solution with a coefficient of determination of $R^2 = 0.99$.

The validation revealed small mean deviations (bias = 4.43 %).

The investigation showed that it is possible to determine the biomass yield of willow SRC plantations in a non-destructive manner; in a way that is fast and can be done with little measurement effort required in the field. During validation it was possible to establish differences in the accuracy of the models on the basis of bias and precision. Model II (yield determination based on the modelling of biomass distribution functions) was shown to determine the biomass yield with considerably more accuracy. This method of yield estimation for willow SRC has already been made available to practitioners in the form of an easy to use computer programme. The low measurement effort in comparison to model I must also be emphasised, as the land manager need not collect tree height data.

7 Literatur

- Al-Fawzan, M. A. (2000): Methods for estimating the parameters of the Weibull distribution. InterStat, statistics on the Internet. Online in Internet: URL: <http://www.ip.statjournals.net:2002/InterStat/ARTICLES/2000/abstracts/o00001.html-ssi> (03.05.2013).
- Ali, W. (2009): Modelling of Biomass Production Potential of Poplar in Short Rotation on Agricultural Lands of Saxony, Germany. Dissertation, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- Altwegg, M., Meier, P. (2009): Timberland, Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler, Wiesbaden.
- Amthauer Gallardo, D. (2014): Standortbasierte Ertragsmodellierung von Pappel- und Weidenklonen in Kurzumtriebsplantagen. Dissertation, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- Amthauer Gallardo, D., Hofmann, M., Siebert, C., Röhle, H. (2012): Ergebnisse zur Erfassung und Modellierung der Klon-Standort-Wechselwirkungen bei Pappel und Weide auf landwirtschaftlichen Standorten in kurzen Umtriebszeiten. Kurzfassungen der Posterbeiträge, Beiträge aus der NW-FVA, Band 8.
- Amthauer Gallardo, D., Hofmann, M., Siebert, C., Wachendorf, M. (2009): Verbundvorhaben ProLoc – Erste Ergebnisse zu Überlebensraten im Anwuchsjahr. In: Mitteilungen der Gesellschaft für Pflanzenbauwissenschaften, Bd. 21, 21-22.
- Arevalo, C. B. M., Volk, T. A., Bevilacqua, E., Abrahamson, L. (2007): Development and validation of aboveground biomass estimations for four salix clones in central New York. Biomass and Bioenergy, 31(1), 1-12.
- Armstrong, A., Johns, C. (1997): Initial spacing of poplars and willows grown as arable coppice. Internal report reference ETSU B/W2/00336/REP.
- Armstrong, A., Johns, C., Tubby, I. (1999): Effects of spacing and cutting cycle on the yield of poplar grown as an energy crop, Biomass and Bioenergy, Vol. 17, 305-314.
- Assmann, E. (1970): The principles of forest yield study. Pergamon Press Ltd., Oxford, New York, Toronto, Sydney, Braunschweig, S. 507.
- Assmann, E. und Franz, E. (1963): Vorläufige Fichtenertragstafel für Bayern. Selbst-Verlag Institut für Ertragskunde der Forstl. Forschungsanstalt, München.
- Aylott, J. M., Casella, E., Tubby, I., Street, N. R., Smith, P., Taylor, G. (2008): Yield and spatial supply of bioenergy poplar and willow short-rotation coppice in the UK. New Phytologist 178, 358–370.
- Bailey, R., Dell, T. R. (1973): Quantifying Diameter Distributions with the Weibull Function. Forest Sci., 19, 97-104.
- Battaglia, M., Sands, P.J. (1998): Process-based forest productivity models and their application in forest management. For. Ecol. Manage. 102: 13-32.
- Bemmann, A., Butler Manning, D., Röhle, H., Skibbe, K. (2011): Potenziale, Chancen und Hemmnisse einer Kurzumtriebswirtschaft. AFZ-DerWald 11, 10-11.
- Bemmann, A., Große, W. (2011): Effiziente Landnutzung - Ein Beitrag zur Zukunftssicherung. In: Tharandt 2011-200 Jahre Ideen für die Zukunft. Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt, Beiheft 12, 22.
- Bergkvist, P., Ledin, S. (1997): Stem Biomass yields at different planting designs and spacings in willow coppice systems. Biomass and Bioenergy 14, 149-156 (1998).
- Biertümpfel, A., Graf, T., Vetter, A. (2010): Feldversuchsbericht 2008 und 2009 Ölfrüchte und Nachwachsende Rohstoffe, Thüringer Landesanstalt für Landwirtschaft.
- Blebschmidt, M. (1957): Holzerzeugung außerhalb des Waldes. Berlin: Deutscher Bauernverlag.
- BMELV (2007). Nutzung von Biomasse zur Energieversorgung. Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats Agrarpolitik, Berlin.
- Boelcke, B. (2006): Schnellwachsende Baumarten auf landwirtschaftlichen Flächen, Leitfaden zur Erzeugung von Energieholz. Schwerin.
- Brosius, F. (2011): SPSS 19, mitp Heidelberg, München, Landsberg. Frechen, Hamburg.
- Bues, C. T. (2011): Das Ende der Nachhaltigkeit. In: Tharandt 2011-200 Jahre Ideen für die Zukunft. Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt, Beiheft 12, S. 67.

- Bullard, M. J., Mustill, S. J., Carver, P., Nixon, P. M. I. (2002): Yield improvements through modification of planting density and harvest frequency in short rotation coppice salix spp. 2. resource capture and use in two morphologically diverse varieties. *Biomass and Bioenergy*, 22(1), 27-39.
- Bullard, M. J., Mustill, S. J., McMillan, S. D., Nixon, P. M. I., Carver, P., P. Britt, C. (2002): Yield improvements through modification of planting density and harvest frequency in short rotation coppice salix spp. 1. yield response in two morphologically diverse varieties. *Biomass and Bioenergy*, 22(1), 15-25.
- Bungart, R., Preußner, K., Hüttl, F. (2004): Schnellwachsende Baumarten in der Bergbaufolgelandschaft. *AFZ-Der Wald* 5/2004:232-237.
- Burgess, D., Hendrickson Q., Roy, L. (1990): The importance of initial cutting size for improving the growth performance of salix alba L. *Scand J For Res*, 5(1-4): 215-224.
- Burschel, P., Kürsten, E., Larson, B. C. (1993): Die Rolle von Wald und Forstwirtschaft im Kohlenstoffhaushalt-eine Betrachtung für die Bundesrepublik Deutschland. *Forstliche Forschungsberichte München, Forstwissenschaftliche Fakultät d. Universität München u. Bayrische Landesanstalt f. Wald u. Forstwirtschaft, Freising*, S. 135.
- Cameron, K., Abrahamson, L., Volk, T. und Smart, L. (2010): Selection of pest and disease resistant, high-yielding shrub willows (salix spp.) for biomass production from novel species hybrid pedigres. *Proceedings of the 9th Biennial Short Rotation Woody Crop Operations Working Group at SUNY-ESF*, 18.-19. Oct. 2010, Syracuse, New York, USA, http://www.esf.edu/outreach/pd/2010/srwc/documents/Cameron_SelectPest_SRWCmeeting2010.pdf (25.03.2013).
- Campbell, S. P., Frair, L. L., Gibbs, J. P., Volk, T. A. (2012): Use of short-rotation coppice willow crops by birds and small mammals in central New York, *Biomass and Bioenergy* 47, 342-353.
- Ceulemans, R. (1996): An inventory of tree and stand growth models with potential application in short-rotation forestry. *Biomass and Bioenergy*, 11(2-3), 95-107.
- Coll, L., Balandier, P., Picon-Cochard, C., Prevosto, B., Curt, C. (2003): Competition for water between beech seedling and surrounding vegetation in different light and vegetation composition conditions. *Annals of forest science* 60: 593-600.
- Crawley, M. J. (2007): *The R book*. Chichester.
- Davies, R. J. (1985): The importance of weed control and the use of tree shelters for establishing broadleaved trees on grass-dominated sites in England. *Forestry* 58: 167-180.
- Dieter, M., Elsasser, P. (2002): Carbon Stocks and Carbon Stock Changes in the Tree Biomass of Germany's Forests. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 121, 195-210.
- Dimitriou, I., Rosenqvist, H., Berndes, G. (2011): Slow expansion and low yields of willow short rotation coppice in Sweden; implications for future strategies. *Biomass and Bioenergy*, 35, 4613-4618.
- Eckersten, H., Slapokas, T. (1990): Modelling turnover and production in an irrigated short-rotation forest. *Agric. For. Meteorol.* 50, 99-123.
- Ellenberg, H., Mayer, R., Schauer mann, J. (1986): *Ökosystemforschung. Ergebnisse des Sollingprojektes 1966-1968*. Eugen Ulmer, Stuttgart.
- Ens, J. A., Farrell, R. E., Bélanger, N. (2009): Rapid biomass estimation using optical stem density of willow (salix spp.) grown in short rotation. *Biomass and Bioenergy*, 33(2), 174-179.
- Evans, S., Baldwin, M., Henshall, P., Matthews, R., Morgan, G., Poole, J., Taylor, P., and Tubby, I. (2007): *Final Report: Yield models for Energy: Coppice of Poplar and willow. Volume A – Empirical Models. Report to DTI (B/W2/00624/00/00 URN)*. Ed: I Tubby and J Poole. 91pp.
- FAO (1993): *Forest Resources Assessment 1990. Tropical Countries*, FAO Forestry Paper 112, Rome 1993.
- FAO (2005): *Planted forests definitions and concepts*. www.wrm.org.uy > Plantations Campaign.
- Fehrenz, S., Weber, D. (2012): *Ökologisches Potential und Analyse von Leistungsparametern europäischer Weidenarten für den Kurzumtrieb. Beiträge aus der NW-FFA, Band 8, 2012*.
- Feldwisch, N. (2011): *Umweltgerechter Anbau von Energiepflanzen. Schriftenreihe des LfULG, Heft 43/2011 n*.
- Friedrich, E. (1999): *Anbautechnische Untersuchungen in forstlichen Schnellwuchsplantagen und Demonstration des Leistungsvermögens schnellwachsender Baumarten. In: Modellvorhaben „Schnellwachsende Baumarten“, Zusammenfassender Abschlussbericht, Schriftenreihe „Nachwachsende Rohstoffe“ 13, Landwirtschaftsverlag Münster*.

- Gadow, K. v. (1987): Untersuchungen zur Konstruktion von Wachstumsmodellen für schnellwüchsige Plantagenbaumarten. Schriftenreihe der Forstwissenschaftlichen Fakultät der Universität München und der Bayerischen Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt, Band 77.
- Gebhard, K. (2012): Neuzüchtung, Erprobung und mögliche Verwendung bisher nicht registrierter Weidensorten. Beiträge aus der NW-FFA, Band 8, 2012.
- Gerold, D. (1988): Beschreibung der Durchmesserstruktur und ihrer Entwicklung mit Hilfe der Weibullverteilung. Wissenschaftliche Zeitschrift der Technischen Universität Dresden 37 (6): 221-224.
- Grundner, F. und Schwappach, A. (1952): Massentafeln zur Bestimmung des Holzgehaltes stehender Waldbäume und Waldbestände. Hrsg.: Schober, R., Paul Parey Verlag, 216.
- Guericke, M. (2006): Anlage von Schnellwuchsplantagen auf landwirtschaftlichen Nutzflächen zur Erzeugung von Energieholz. Erste Erfahrungen mit dem Anbau von Weiden im Kurzumtrieb. Forst u. Holz, 61. Jg., 478-483.
- Hartmann, K.-U. (2010): Entwicklung eines Ertragsschätzers für Kurzumtriebsbestände aus Pappel. Dissertation, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- Hasenauer, H. (1994): Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-, Kiefer- und Buchen-Fichtenmischbestände. Forstl. Schriftenreihe Univ. f. Bodenkultur. 8. Öster. Ges. F. Waldökosystemforschung und experimentelle Baumborschung an der Univ. f. Bodenkultur, Wien.
- Heinsoo, K., Sild, E., Koppel, A. (2002): Estimation of shoot biomass productivity in estonian salix plantations. Forest Ecology and Management, 170(1-3), 67-74.
- Herkendell, J., Pretzsch, J. (1995): Die Wälder der Erde. C.H. Beck'sche Verlagsbuchhandlung (Oskar Beck), München.
- Hochbichler, E., Bellos, N., Diwold, G., Hofmann, H., Zeitlhofer, C., Liebhard, P. (2011): Produktionsmodelle und Bewirtschaftung - Biomassefunktionen für Pappel und Weide zur Ermittlung von Ertragsleistung und Produktivität von Kurzumtriebsflächen. In: Schuster, K.: NÖ-Landeslandwirtschaftskammer, BLT Francisco Josephinum Wieselburg, Innovative Energiepflanzen - Erzeugung und Verwendung von Kurzumtriebsholz.
- Hoffmann, M., Amthauer Gallardo, D., Siebert, C. (2012): Verbundvorhaben ProLoc: Klon-Standort-Wechselwirkungen bei Pappel und Weide auf landwirtschaftlichen Standorten in kurzen Umtriebszeiten. Zwischenbericht. Beiträge aus der NW-FVA, Band 8.
- Hofmann, M. (1995): Ertragsleistung von Pappel und Weide bei der Bewirtschaftung in kurzen Umtriebszeiten. Statusseminar Schnellwachsende Baumarten, Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e. V., 51-56.
- Hofmann, M. (2005): Pappeln als nachwachsender Rohstoff auf Ackerstandorten –Kulturverfahren, Ökologie und Wachstum unter dem Aspekt der Sortenwahl. Schriftenreihe des Forschungsinstitutes für schnellwachsende Baumarten, Hann. Münden Bd. 8.
- Hofmann, M. (2009): Energieholzproduktion in der Landwirtschaft. Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe: 42.
- Horn, H. (2013): Wuchsleistung von Pappel und Weide im Kurzumtrieb in Folgerotationen. AFZ - Der Wald 7/2013.
- Host, G. E., Rauscher, H. M., Isebrands, J. G., Dickmann, D. I., Dickson, R. E., Crow, T. R., Michael, D. A. (1990): The Microcomputer Scientific Software Serie#6: The ECOPHYS user's manual. Gen Tech. Rep. NC-131, USDA Forest Service (1990).
- Hytönen, J., Lumme, I., Törmälä, T. (1987): Comparison of methods for estimating willow biomass. Biomass14: 39-49
- Jarvis, P. G. (1993): Maestro: A model of CO₂ and water vapour exchange by forests in a globally changing environment. In Schulze, E. D., Mooney, H. A. (1993): Design and Execution of Experiments on CO₂ Enrichment, CEC Ecosystems Research Report, Brussels-Luxembourg, 107-116.
- Kanowski, P. (2005): Intensively Managed Planted Forests. The Forests Dialogue.
- Knigge, W., Schulz, H. (1966): Grundriss der Forstbenutzung, Paul Parey, Hamburg, Berlin, S.584.
- Knust, C. (2009): Kurzumtriebsplantagen-Stand des Wissens. In: Reeg, T., Bemann, A., Konold, W., Murach, D., Spiecker, H. (2009): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, S. 3-8.
- Köhler, S., Voleske P. (2002): Biostatistik, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Kopp, R. F., White, E. H., Abrahamson, L. P., Nowak, C. A., Zsuffa, L., Burns, K. F. (1993): Willow biomass trails in central New York State. Biomass Bioenergy 5, 179-187.

- Köppl, M. (2013): Vergleich der Wuchseistung von Pappeln und Weiden auf einer Kurzumtriebsplantage (KUP) in Krummenhennersdorf in Sachsen. Bachelorarbeit, TU-Dresden.
- Kramer, H., Akça, A., (1995): Leitfaden zur Waldmesslehre. Sauerländer, Frankfurt am Main.
- Krause, A. (2006): Landschaftsästhetische Wirkungen von Bäumen zur Holzproduktion in der Kulturlandschaft. Fachtagung „Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen I“, 6./7.11.2006 in Tharandt, Tagungsband: 41-50.
- Landgraf, D., Böcker L. (2009): Regionale Wertschöpfungsketten im Rahmen der Nutzung von schnellwachsenden Baumarten im ländlichen Raum am Beispiel Südbrandenburgs. In: Reeg, T., Bemann, A., Konold, W., Murach, D., Spiecker, H. (2009): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, 125-133.
- Landgraf, D., Setzer, F. (2012): Kurzumtriebsplantagen: Holz vom Acker - So geht's. DLG-Verlag, S. 72.
- Landsberg, J. (2003): Modelling forest ecosystems: state of the art, challenges, and future directions. Can. J. For. Res. 33: 385-397.
- Larsson, S., Neumeister, C. (2004): Großflächiger Anbau von Kurzumtriebs-Weide in Schweden. In: Institut für Agrartechnik Bornim (Hrsg.), Energieholzproduktion in der Landwirtschaft. H. 35/04, Potsdam, 53-61.
- Larsson, S. (1998): Genetic improvement of willow for short-rotation coppice. Biomass and Bioenergy, 15(1), 23-26.
- Liebhart, P. (2007): Energieholz im Kurzumtrieb. Leopold Stocker Verlag, Graz.
- Liebhart, P., Hochbichler, E., Wannemacher, K., Refenner, K., Wagentristsl, H., Streißelberger, J. (2007): Einfluss des Standortes und des Klons auf den zehnjährigen Ertrag bei Weide im Kurzumtrieb. [ALVA Jahrestagung, Burg Schlaining, Bgld., 21.-22. Mai 2007] In: ALVA (Hrsg.), Gute Herstellungspraxis für pflanzliche Produkte, Tagungsbericht 2007, ALVA Jahrestagung, 21.-22. Mai 2007, Burg Schlaining, Bgld., 201-203.
- Liesebach, M., Degen, B., Grotehusmann, H., Janßen, A., Konnert, M., Rau, H.-M., Schirmer, R., Schneck, D., Schneck, V., Steiner, W., Wolf, H. (2013): Strategie zur mittel- und langfristigen Versorgung mit hochwertigem forstlichem Vermehrungsgut durch Züchtung in Deutschland. Braunschweig: Johann Heinrich von Thünen-Institut, 78 p, Thünen Rep 7.
- Liesebach, M., Mulsow, H., Rose, E., Mecke, R. (1999): Ökologische Aspekte der Kurzumtriebswirtschaft. In: Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e.V. (Hrsg.): Modellvorhaben „Schnellwachsende Baumarten“. Landwirtschaftsverlag, Münster: 455-476.
- Lindegaard, K. N., Parfitt, R. I., Donaldson, G., Hunter, T. (2001): Comparative trials of elite Swedish and UK biomass willow varieties, Aspects of Applied Biology 65.
- Lindroth, A., Båth, A. (1999): Assessment of regional willow coppice yield in Sweden on basis of water availability. Forest Ecology and Management, 121, 57-65.
- Lohmann, U. (1980): Handbuch Holz. Stuttgart: DRW.
- Mantau, U. (2009): Holzrohstoffbilanz Deutschland: Szenarien des Holzaufkommens und der Holzverwendung bis 2012. Landbauforschung-vTI Agriculture and Forestry Research, Sonderheft 327, 27-36.
- Mantau, U. (2012): Holzrohstoffbilanz Deutschland, Entwicklung und Szenarien des Holzaufkommens und der Holzverwendung 1987 bis 2015. Hamburg.
- Mariusz, J. (2011): Short rotation willow coppice biomass as an industrial and energy feedstock. Industrial Crops and Products, 33(1), 217-223.
- Merganič, J., Sterba, H. (2006): Characterisation of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. Eur. J. Forest Res. 125: 427-439.
- Mola-Yudego, B., Aronsson, P. (2008): Yield models for commercial willow biomass plantations in Sweden. Biomass and Bioenergy 32 (9), 829-837.
- Müller, H. P. (1991): Lexikon der Stochastik. Akademie-Verlag, 627.
- Murach, D., Hartmann, H., Koim, N., Mollnau, C., Rademacher, P., Schlepphorst, R. (2013): Aktuelle Erkenntnisse aus dem Agrarholz-Anbau in Brandenburg/Deutschland, Kongress-Agrarholz 2013, http://veranstaltungen.fnr.de/fileadmin/veranstaltungen/Agrarholz2013/Murach_FH_Eberswalde_Agrarholz_2013.pdf (25.08.2014).

- Murach, D., Hartmann, H., Murn, Y., Schultze, M., Wael, A., Röhle, H. (2009): Standortbasierte Leistungsschätzung in Agrarholzbeständen in Brandenburg und Sachsen. In: Reeg, T., Bemann, A., Konold, W., Murach, D., Spiecker, H. (2009): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH Verlag, Weinheim, 30-39.
- Nagel, J., Biging, G. S. (1995): Schätzung der Weibullfunktion zur Generierung von Durchmesservertellungen. Allg. Forst- u. J-Ztg. 166(9-10): 185-189.
- Nanang, D. M. (1998): Suitability of the Normal, Log-normal and Weibull distributions for fitting diameter distributions of neem plantations in Northern Ghana. For. Manage 103(1): 1-7.
- Newsholme, C. (2003): Willows: The Genus Salix. Timber Press, Incorporated, S. 256.
- Niemann, R. (2008): Methodische Untersuchungen zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsplantagen. Diplomarbeit, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- Nordh, N., Verwijst, T. (2004): Above-ground biomass assessments and first cutting cycle production in willow (salix sp.) coppice-a comparison between destructive and non-destructive methods. Biomass and Bioenergy, 27(1), 1-8.
- Pellinen, P. (1986): Biomasseuntersuchungen im Kalkbuchenwald. Dissertation, Göttingen: Forstwissenschaftliche Fakultät der Georg-August-Universität.
- Peng, C. (2000): Growth and yield models for uneven-aged stands: Past, present and future. Forest Ecology and Management, 132(2-3), 259-279.
- Petzold, T. (2011): Datenanalyse mit R, Tutorial, Institut für Hydrobiologie, TU-Dresden.
- Pretzsch, H. (1992): Konzeption und Konstruktion von Wachstumsmodellen für Rein- und Mischbestände. Forstl. Forschungsberichte München, 115-358.
- Pretzsch, H. (2001): Modellierung des Waldwachstums. Berlin: Parey.
- Pretzsch, H., Durski, J. (2001): Evaluierung von Waldwachstumssimulatoren auf Baum- und Bestandesebene, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 172 8/9, 146-150.
- R Development Core Team (2011): R: A language and environment for statistical computing. Vienne, Austria.
- Röhle, H., Böcker, L., Feger, K.-H., Petzold, R., Wolf, H., Ali, W. (2008): Anlage und Ertragsaussichten von Kurzumtriebsbeständen in Ostdeutschland. Schweiz. Z. Forstwes 159 6:133-139.
- Röhle, H., Hartmann, K.-U., Gerold, D., Steinke, C., Schröder, J. (2006): Überlegungen zur Aufstellung von Biomassefunktionen für Kurzumtriebsbestände. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 177: 178-187.
- Röhle, H., Hartmann, K.-U., Steinke, C., Murach, D. (2009): Leistungsvermögen und Leistungserfassung von Kurzumtriebsbeständen. In: Reeg, T., Bemann, A., Konold, W., Murach, D., Spiecker, H. (Hrsg.): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH. Weinheim 41-55.
- Röhle, H., Heiss, A. (1988): Die Wuchsleistung von Abies grandis im Stadtwald Augsburg im Vergleich zu Douglasie und Fichte, AFZ 43, 711-712.
- Röhle, H., Skibbe, K. (2012): Entwicklung einer Schätzmethode zur schnellen und praxistauglichen Bestimmung der Ertragsleistung in Kurzumtriebsbeständen aus Pappel. Abschlussbericht der FNR, <http://www.fnr-server.de/ftp/pdf/berichte/22021408.pdf> (07.08.2013).
- Röhle, H., Skibbe, K., Horn, H. (2013): Wachstum und Ertragsaussichten von Kurzumtriebsplantagen. In: Bemann, A., Butler Manning, D. (Hrsg.): Energieholzplantagen in der Landwirtschaft. Agrimedia, 35-41.
- Röhrich, C., Ruscher, K. (2009): Anbauempfehlungen – Schnellwachsende Baumarten im Kurzumtrieb. Sächsisches Landesamt für Umwelt, Landwirtschaft und Geologie, Dresden.
- Römis, K. (1983): Ein mathematisches Modell zur Simulation von Wachstum und Durchforstung gleichaltriger Reinbestände. Dissertation, Fakultät für Bau- Wasser- und Forstwesen, TU-Dresden.
- Rumpf, H. (2012): Schnellwachsende Hölzer auf Kurzumtriebsplantagen. Beiträge aus der NW-FFA, Band 8.
- Sachs, C., Hedderich, J. (2012): Angewandte Statistik, Methodensammlung mit R, Springer Berlin Heidelberg New York.
- Sands, P. J., Battaglia, M., Mummery, D. (2000): Application of process-based models to forest management: experience with PROMOD, a simple plantation productivity model. Tree Physiol. 20: 383-392.
- Schaper, C., Otzen, J. W., Theuvsen, L. (2008): Kurzumtriebsplantagen in der Landwirtschaft: Eine ökonomische Analyse der Chancen und Risiken, http://oega.boku.ac.at/fileadmin/user_upload/Tagung/2008/Short_Paper_2008/Poster/Schaper-Otzen-Theuvsen-OEGA2008_Tagungsband.pdf (20.08.2014).

- Schildbach, M., Gründewald, H., Wolf, H., Schneider, B. U. (2009 a): Begründung von Kurzumtriebsplantagen: Baumartenwahl und Anlageverfahren. In: Reeg, T., Bemann, A., Konold, W., Murach, D., Spiecker, H. (Hrsg.): Anbau und Nutzung von Bäumen auf landwirtschaftlichen Flächen. Wiley-VCH. Weinheim 57–71.
- Schmidt, P. A., Gerold, D. (2008): Kurzumtriebsplantagen – Ergänzung oder Widerspruch zur nachhaltigen Waldwirtschaft? Schweiz. Z. Forstwes. 159 (6): 152-157.
- Scholz, V., Hellebrand, H. J., Höhn, A. (2004): Energetische und ökologische Aspekte der Feldholzproduktion, Energiepflanzen IV/2004: 13-16.
- Schreiter, R. (2012): Biomasseleistung von Weide im Kurzumtrieb, Bachelorarbeit in der Region Freiberg/Sachsen, Bachelorarbeit, TU-Dresden.
- Schröder, J. (2003): Zur Modellierung von Wachstum und Konkurrenz in Kiefern-Buchen-Waldumbaubeständen in Nordwestsachsen. Dissertation, Fachrichtung Forstwissenschaften, TU Dresden.
- Schulte, A. (2007): Dendromasse – Trends und Interdependenzen. Forstarchiv 78: 59-64.
- Seidel, D., Albert, K., Fehrmann, L., Ammer, C. (2012): The potential of terrestrial laser scanning for the estimation of understory biomass in coppice-with-standard systems, Biomass and Bioenergy 47, 20-25.
- Shifley, S., Lentz, E. (1985): Quick estimation of the three-parameter Weibull to describe tree size distributions, Forest Ecology and Management (13), 195-203.
- Spinelli, R. (2007): Short Rotation Coppice SRC Production in Italy. In: Institut für Agrartechnik, Bornim (Hrsg.): Energiepflanzen im Aufwind. H. 61/07, Potsdam, S. 158-167.
- Sprugel, D. G. (1983): Correcting for Bias in Log-Transformed Allometric Equations. Ecology, Vol.64, No. 1, 209-210.
- Stakanov, V. D., Alexeyev, V. A., Korotkov, I. A. (1996): Methods for Evaluating Phytomass and Carbon in Forest Communities. In: Carbon Storage in Forests and Peatlands of Russian. USDA-Forest-Service.
- Sterba, H., Moser, M., Hasenauer, H., Monserud, R. A. (1995): PROGNAUS ein abstandsunabhängiger Waldwachstumssimulator für ungleichaltrige Mischbestände. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde. Eberswald bei Berlin, 173-183.
- Stolarski, M. J., Szczukowski, S., Tworkowski, J., Wróblewska, H., Krzyżaniak, M. (2011): Short rotation willow coppice biomass as an industrial and energy feedstock, Industrial Crops and Products, Volume 33, 217-223.
- Stolarski, M. J., Szczukowski, S., Tworkowski, J., Wróblewska, H., & Krzyżaniak, M. (2011). Short rotation willow coppice biomass as an industrial and energy feedstock. Industrial Crops and Products, 33(1), 217-223.
- Stolarski, M., Szczukowski, S., Tworkowski, J., Bienie, A. (2009): Productivity of willow coppice Salix spp. Under contrasting soil conditions. Electron J Polish Agric Universities 2009, 12(1), 10.
- Stoll, B., Dohrenbusch, A. (2009): Der Einfluss der Flächenvornutzung und Begleitwuchsregulierung auf den Anwuchsrfolg von Energieholzplantagen. Allg. Forst- u. J.-Ztg., 181. Jg., 3/4
- Storm, R. (1979): Wahrscheinlichkeitsrechnung, mathematische Statistik und statistische Qualitätskontrolle, VEB Fachbuchverlag Leipzig.
- Sutton, W. R. J. (1999): Does the world need planted forest? Paper presented at the „International expert meeting on the role of planted forests“, Santiago, Chile, 6-9th April 1999.
- Tahvanainen, L. (1996): Diameter growth models induced by competition for four salix clone monocultures. Biomass and Bioenergy, 11(2–3), 167-175.
- Tallis, M. J., Casella, E., Henshall, P. A., Aylott, M. J., Randle, T. J., Morison, J. I. R., Taylor, G. (2013): Development and evaluation of ForestGrowth-SRC a process-based model for short rotation coppice yield and spatial supply reveals poplar uses water more efficiently than willow. GCB Bioenergy 5, 53-66.
- Telenius, B., Verwijst, T. (1995): The influence of allometric variation, vertical biomass distribution and sampling procedure on biomass estimates in commercial short-rotation forests. Bioresource Technology51: 247-253.
- Thomasius H., Rommerz, N. (2001): Bilanz 50 Jahre ANW in Deutschland. AFZ – Der Wald 2, 84.
- Toivonen, R. T., Tahvanainen, L. J. (1998): Profitability of willow cultivation for energy production in Finland. Biomass Bioenergy 15, 27-37.
- Trendelenburg, R., Mayer-Wegelin, H. (1955): Das Holz als Rohstoff. Carl Hanser Verlag, München, 541

- Verwijst, T. (1991): Shoot mortality and dynamics of live and dead biomass in a stand of *Salix viminalis*, *Biomass and Bioenergy*, 1(1), 35-39.
- Verwijst, T., Nordh. N. (1992): Non-destructive estimation of biomass of *Salix dasyclados*. *Biores. Technol.* 41:59-63.
- Verwijst, T., Elowson, S., Li, X., Leng, G. (1996): Production losses due to a summer frost in a *salixviminalis* short rotation forest in southern Sweden. *Scand. J For Res*, 11(1-4): 104-10.
- Verwijst, T., Lundkvist, A., Edelfeldt, S., Forkman, J., Nordh, N. (2012): Effects of clone and cutting traits on shoot emergence and early growth of willow. *Biomass and Bioenergy*, 37(0), 257-264.
- Vetter, A. (2006): Betriebswirtschaftlicher Vergleich und Ertragsoptimierung beim Anbau von Energiepflanzen. Vortrag am 09.03.2006, <http://www.fnr-server.de/cms35/fileadmin/allgemein/pdf/veranstaltungen/dechema2006/Praesentationen/Vetter.pdf> (03.06.2013)
- Volk, T. A., Abrahamson, L. P., Cameron, K. D. (2011): Yields of willow biomass crops across a range of sites in North America. *Aspects of Applied Biology*, 112, 67-74.
- Von Fricks, H. A. (1994): Frost resistance in *Salix*. Swedish University of Agricultural Science, 78p. *Agraria*No. 67.
- Wagenführ, R. (2007): *Holzatlas*, Leipzig, Hanser Wirtschaft, Fachbuchverlag, S.816.
- Walther, B. A., Moore, J. L. (2005): The concepts of bias, precision and accuracy, and their use in testing the performance of species richness estimators, with a literature review of estimator performance. *ECOGRAPHY* 28, 815-829.
- Weih, M. (2009): Genetic and environmental variation in spring and autumn phenology of biomass willows (*salix*spp): effects on shoot growth and nitrogen economy. *TreePhysiol*, 29(12): 1479-1490.
- Werner, A., Vetter, A., Reinhold, G. (2006): Leitlinie zur effizienten und umweltverträglichen Erzeugung von Energieholz. Thüringer Landesanstalt für Landwirtschaft, 3. Auflage.
- West, P. W. (2006): *Growing Plantation Forests*. Springer Berlin Heidelberg, 304.
- Wickham, J., Rice, B., Finnan, J., McConnon, R., (2010): A Review of Past and Current Research on Short Rotation Coppice in Ireland and Abroad. Council for Forest Research and Development (COFORD) Dublin.
- Wilkinson, J. M., Evans, E. J., Bilsborrow, P. E., Wright, C., Hewison, W. O., Pilbeam, D. J. (2007): Yield of willow cultivars at different planting densities in a commercial short rotation coppice in the north of England. *Biomass and Bioenergy*, 31(7), 469-474.
- Willebrand, E., Ledin, S., Verwijst, T. (1993): Willow coppice systems in short rotation forestry: effects of plant spacing, rotation length and clonal composition. *Biomass and Bioenergy* 4, 323-331 (1993).
- Willebrand, E., Verwijst, T. (1993): Population dynamics of willow coppice systems and their implications for management of short-rotation forests. *The Forestry Chronicle* 69.699-704 (1993).
- Wolf, H., Böhnisch, B. (2004): Verbundvorhaben: „Pappelanbau für die Papierherstellung“, Teilvorhaben „Anbau von Pappeln und Aspen auf potentiellen landwirtschaftlichen Stilllegungsflächen unter Berücksichtigung ökologischer Gesichtspunkte“. Abschlussbericht, Landesforstpräsidium, Pirna.
- WWF (2002): *Forest plantations. Position Paper*, May 2002.
- Zeitlhofer, C., Draxler, G., Refenner, P., Liebhard, P. (2010): Weide- und Pappelerträge vom ersten Umtrieb bei zwei- und dreijähriger Rotationsdauer im pannonischen Produktionsgebiet Österreichs. In: Arbeitsgemeinschaft für Lebensmittel-, Veterinär- und Agrarwesen (ALVA) (Hrsg.): Vom Lebensmittel zum Genussmittel – was essen wir morgen, Tagungsbericht 2010, 228-230.
- Zutter, B. R., Oderwald, R. G., Murphy, P. A., Farrar, R. M. Jr. (1986): Characterizing diameter distribution with modified data types and forms of the Weibull distribution. *For. Sci.* 32: 37-48.

8 Anhang

8.1 Regressionsmodelle

Statistische Auswertungen der Regressionsmodelle zwischen:

- **a_0 und a_1 der Biomassefunktion**

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|----------|----------|---------|---------|---------|
| -0.24398 | -0.10171 | 0.01083 | 0.10126 | 0.33148 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | 3.15179 | 0.09047 | 34.839 | < 2e-16 *** |
| a_0 | -6.90898 | 0.79461 | -8.695 | 1.43e-09 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1311 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7228, Adjusted R-squared: 0.7132

F-statistic: 75.6 on 1 and 29 DF, p-value: 1.425e-09

- **Biomasse und Bestandesdichte**

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|---------|--------|--------|-------|--------|
| -22.913 | -5.054 | -2.630 | 5.690 | 29.139 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|-----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | 3.9566243 | 4.4448363 | 0.890 | 0.380704 |
| N | 0.0006295 | 0.0001475 | 4.266 | 0.000193 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 10.15 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3856, Adjusted R-squared: 0.3644

F-statistic: 18.2 on 1 and 29 DF, p-value: 0.0001933

Biomasse und Höhe des Grundflächenmittelstammes

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|---------|--------|--------|-------|--------|
| -11.845 | -5.785 | -2.006 | 5.966 | 14.587 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | -21.028 | 6.531 | -3.220 | 0.00315 ** |
| hg | 8.105 | 1.220 | 6.643 | 2.78e-07 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8.156 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.6034, Adjusted R-squared: 0.5898

F-statistic: 44.13 on 1 and 29 DF, p-value: 2.775e-07

Biomasse und Durchmesser des Grundflächenmittelstammes

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|---------|--------|--------|-------|--------|
| -13.634 | -7.835 | -1.828 | 4.349 | 21.522 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | -8.942 | 8.146 | -1.098 | 0.281320 |
| dg | 13.559 | 3.557 | 3.812 | 0.000666 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 10.57 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.3338, Adjusted R-squared: 0.3108

F-statistic: 14.53 on 1 and 29 DF, p-value: 0.0006657

Koeffizient a_0 und dg in der ersten Oberhöhenstufe (Modell I)

Parameters:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---|----------|------------|---------|------------|
| A | 0.19529 | 0.03819 | 5.113 | 0.00219 ** |
| B | -1.36755 | 0.43530 | -3.142 | 0.02003 * |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.0208 on 6 degrees of freedom

 $R^2 = 0.6296$

Koeffizient a_0 und dg in der zweiten Oberhöhenstufe (Modell I)

Parameters:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---|----------|------------|---------|----------|
| A | 0.3445 | 0.1513 | 2.278 | 0.085 |
| B | -1.4473 | 0.5925 | 2.443 | 0.071 |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.01013 on 4 degrees of freedom

 $R^2 = 0.6005$ **Koeffizient a_0 und dg in der dritten Oberhöhenstufe (Modell I)**

Parameters:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---|----------|------------|---------|------------|
| A | 0.7081 | 0.3385 | 2.092 | 0.07479 |
| B | -2.0911 | 0.5160 | -4.052 | 0.00486 ** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.01248 on 7 degrees of freedom

 $R^2 = 0.7211$ **Koeffizient a_0 und dg in der vierten Oberhöhenstufe (Modell I)**

Parameters:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---|----------|------------|---------|----------|
| A | 0.9035 | 0.6932 | 1.303 | 0.2624 |
| B | -1.7236 | 0.6614 | -2.606 | 0.0597 |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02551 on 4 degrees of freedom

 $R^2 = 0.6908$

dg und Mittelwerte der Biomasseverteilungsfunktionen

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|----------|----------|----------|---------|---------|
| -0.49201 | -0.13231 | -0.05973 | 0.06883 | 0.91603 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | 1.78935 | 0.21858 | -8.186 | 5.01e-09 *** |
| dgw | 1.18712 | 0.09529 | 12.457 | 3.63e-13 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2869 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.8426, Adjusted R-squared: 0.8371

F-statistic: 155.2 on 1 and 29 DF, p-value: 3.632e-13

dg und Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen bei logarithmierten Werten

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|----------|----------|----------|---------|---------|
| -0.34860 | -0.06521 | -0.00101 | 0.07519 | 0.37461 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | -1.9562 | 0.1092 | -17.91 | < 2e-16 *** |
| Ln(dg) | 2.1080 | 0.1353 | 15.58 | 1.26e-15 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1722 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.8932, Adjusted R-squared: 0.8896

F-statistic: 242.6 on 1 and 29 DF, p-value: 1.265e-15

Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen und dg in Altersgruppe 1

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|----------|----------|---------|---------|---------|
| -0.34456 | -0.04006 | 0.03642 | 0.09494 | 0.21150 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | -1.7095 | 0.1299 | -13.158 | 2.43e-10 *** |
| ln(dg) | 1.6902 | 0.1812 | 9.329 | 4.24e-08 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1556 on 17 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.8366, Adjusted R-squared: 0.827

F-statistic: 87.02 on 1 and 17 DF, p-value: 4.245e-08

Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen und dg in Altersgruppe 2

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|----------|
| Intercept | -1.9540 | 0.5073 | -3.852 | 0.0183 * |
| Ln(dg) | 2.1450 | 0.5769 | 3.718 | 0.0205 * |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2106 on 4 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7756, Adjusted R-squared: 0.7195

F-statistic: 13.83 on 1 and 4 DF, p-value: 0.0205

Mittelwerten der Biomasseverteilungsfunktionen und dg in Altersgruppe 3

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | -2.15187 | 0.08115 | -26.52 | 1.20e-05 *** |
| Ln(dg) | 2.41600 | 0.08261 | 29.25 | 8.14e-06 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.05059 on 4 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9953, Adjusted R-squared: 0.9942

F-statistic: 855.3 on 1 and 4 DF, p-value: 8.139e-06

Standardabweichung der Biomasseverteilungsfunktion und Standardabweichung der BHD

Call:

$\ln(\text{formula}) = \ln(S_{BVF}) \sim \ln(S_{BHD} + \ln_{\text{Alter}})$

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|----------|----------|---------|---------|---------|
| -0.38691 | -0.18753 | 0.02038 | 0.10192 | 0.66849 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|---------------------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | -0.66735 | 0.16033 | -4.162 | 0.000349 *** |
| $\ln(S_{BHD})$ | 1.42439 | 0.14195 | 10.034 | 4.6e-10 *** |
| $\ln(\text{Alter})$ | 0.14772 | 0.03829 | 3.858 | 0.000754 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2314 on 24 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.854, Adjusted R-squared: 0.8418

F-statistic: 70.19 on 2 and 24 DF, p-value: 9.389e-11

a_0 der Biomassefunktion und dg

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| -0.052906 | -0.024455 | 0.005385 | 0.022631 | 0.053716 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | 0.13851 | 0.02297 | 6.029 | 1.47e-06 *** |
| dg | -0.01284 | 0.01003 | -1.279 | 0.211 |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02982 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.05342, Adjusted R-squared: 0.02078

F-statistic: 1.637 on 1 and 29 DF, p-value: 0.2109

a₀ der Biomassefunktion und hg

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|----------|----------|---------|---------|---------|
| -0.05763 | -0.02433 | 0.00683 | 0.02303 | 0.05359 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|------------|------------|---------|--------------|
| Intercept | 0.1109964 | 0.0245385 | 4.523 | 9.52e-05 *** |
| hg | -0.0002052 | 0.0045842 | -0.045 | 0.965 |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.03065 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 6.912e-05, Adjusted R-squared: -0.03441

F-statistic: 0.002005 on 1 and 29 DF, p-value: 0.9646

a₀ der Biomassefunktion und der Bestandesdichte

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|-----------|-----------|-----------|----------|----------|
| -0.038288 | -0.017261 | -0.004362 | 0.010492 | 0.057693 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|-----------|------------|---------|--------------|
| Intercept | 7.963e-02 | 1.192e-02 | 6.683 | 2.49e-07 *** |
| N | 1.103e-06 | 3.956e-07 | 2.788 | 0.00927 ** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.02722 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2113, Adjusted R-squared: 0.1841

F-statistic: 7.77 on 1 and 29 DF, p-value: 0.009274

Biomasseertrag und Alter

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|---------|--------|--------|-------|--------|
| -11.528 | -5.006 | 1.042 | 6.525 | 10.858 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|-------------|
| Intercept | -6.5130 | 3.5156 | -1.853 | 0.0741 |
| Alter | 7.7537 | 0.9177 | 8.449 | 2.6e-09 *** |

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 6.961 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.7111, Adjusted R-squared: 0.7012

F-statistic: 71.39 on 1 and 29 DF, p-value: 2.603e-09

Durchschnittlichem Gesamtzuwachs an Biomasse und Alter

Residuals:

| Min | 1Q | Median | 3Q | Max |
|---------|---------|--------|--------|--------|
| -3.7278 | -1.6878 | 0.2077 | 2.0272 | 4.1070 |

Coefficients:

| | Estimate | Std. Error | t value | Pr(> t) |
|-----------|----------|------------|---------|------------|
| Intercept | 4.1933 | 1.1719 | 3.578 | 0.00124 ** |
| Alter | 0.4248 | 0.3059 | 1.389 | 0.17544 |

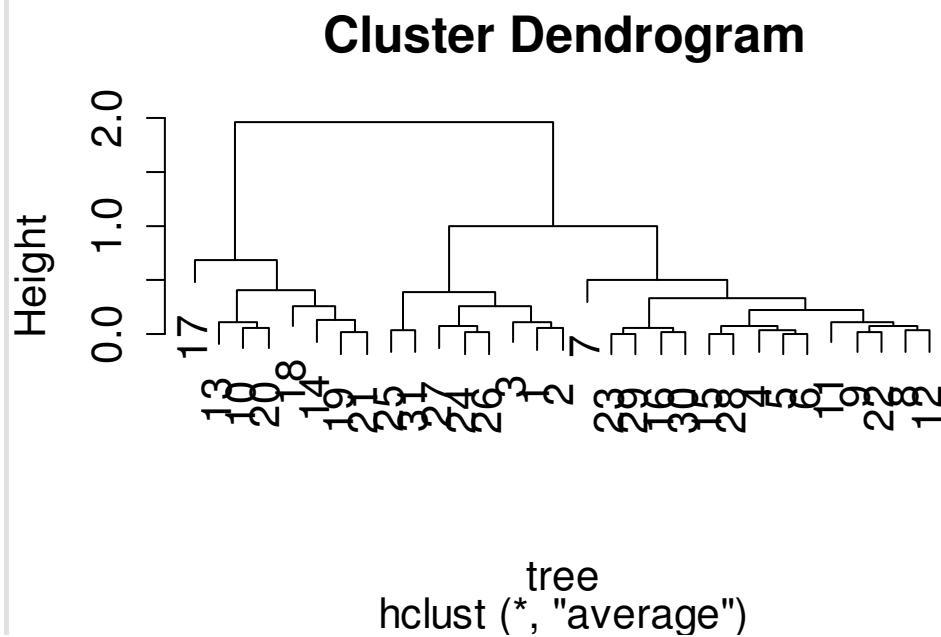
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.32 on 29 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.06237, Adjusted R-squared: 0.03004

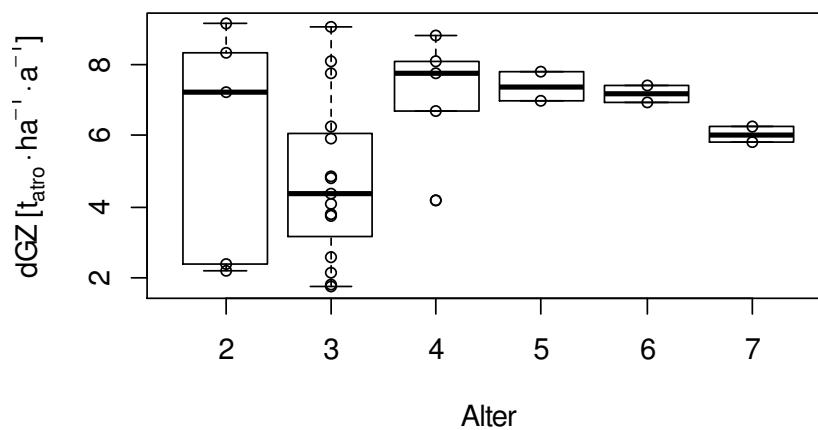
F-statistic: 1.929 on 1 and 29 DF, p-value: 0.1754

8.2 Dendrogramm zur Clusterung der Austriebbiomassen



8.3 Zusätzliche Abbildungen

Darstellung der dGZ-Werte in den Altersgruppen:



8.4 Übersicht zur Berechnung der Biomasse mit dem Modell II

- **I Ermittlung des dg und der Standardabweichung**

$$dg = \sqrt{\frac{\sum (n_i \cdot BHD_1)^2}{N}} \quad s = \sqrt{\left(\frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)}$$

- **II Ermittlung des Mittelwertes der Biomasseverteilungsfunktion in den Altersgruppen**

$$\text{AG 1} \quad \bar{x}_w = \exp(1,6902^{***} \ln(dg) - 1,7095^{***})$$

$$\text{AG 2} \quad \bar{x}_w = \exp(2,1450^* \ln(dg) - 1,9540^*)$$

$$\text{AG 3} \quad \bar{x}_w = \exp(2,1450^* \ln(dg) - 1,9540^*)$$

- **III Ermittlung der Standardabweichung der Biomasseverteilungsfunktion**

$$s_w = \exp(-0,66735^{***} + 1,42439^{***} \cdot \ln(s_{BHD}) + 0,1477^{***} \cdot \text{Alter})$$

- **IV Ermittlung des Formexponenten c und des Skalenparameters b**

$$b = \bar{x}_w \left(\tau \left(1 + \left(\frac{1}{c} \right) \right) \right)^{-1}$$

$$c = 1.119 \cdot \frac{\bar{x}_w}{s_w} - 0.136$$

- **V Berechnung der relativen Häufigkeiten von Austriebbiomassen (x_i) in den Biomasseklassen (0,1 kg) über die aus Formexponent und Skalenparameter resultierende Häufigkeitsverteilung der Weibull-Funktion und Berechnung des Biomasseertrages pro Hektar über die Summe der absoluten Häufigkeiten ($N \cdot f(h)$) der Austriebbiomassen**

$$f(x) = \frac{c}{b} \cdot \left(\frac{x-a}{b} \right)^{c-1} \cdot \exp \left(- \left(\frac{x-a}{b} \right)^c \right)$$

$$BM_{atro} = \sum (N \cdot f(h) \cdot x_i)$$